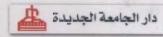
التجليل الإحصائي للبياثات باستخدام برنامج SPSS



الدكتور خـالد حسـن الشـريف

مدرس علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية الدكتور محمود عبد الحليم منسى

أستاذ علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية



التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS

(الجزء الأول)

الدكتور خالد حسن الشريف مدرس علم النفس التربوي كلية التربية - جامعة الإسكندرية

الأستاذ الدكتور محمود عبد الحليم منسى أستاذ علم النفس التسربوي كلية التربية — جامعة الإسكندرية

2014

دار الجامعة الجديدة

۱۳۸ - ۶ ش سـوتير – الأزاريطة – الإسكندرية تليفون: ٤٨٦٨٠٩٩ فاكس: ٤٨٥١١٤٣ تليفاكس: ٤٨٦٨٠٩٩ E-mail: darelgamaaelgadida@hotmail.com www.darggalex.com info@darggalex.com

مقدمة

تلعب الإحصاء دوراً مهماً في دراسة الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية. ويتفق معظم المتخصصين في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية على وجود هدفين أساسيين للإحصاء، في البحوث التي يتم إجراؤها في مجالات تخصصهم وهي:

- أ. وصف البيانات التى يتم جمعها وفى هذه الحالة تسمى بالإحصاء الوصفى وتستخدم فى تلخيص البيانات الرقمية مثل در جات الاختبارات والمقاييس النفسية أو التربوية أو الاجتماعية أو الأعمار الترفيهية لعينة من الأفراد.
- ب. إمداد الباحثين بطريقة علمية دقيقة تساعد على تفسير نتائج البحوث التى يقومون بإجرائها تفسيرا علميا يسمح بتعميم هذه النتائج على أفراد مجتمع الأصل Population ويسمى فرع الإحصاء الذى يهتم بالتفسير بالإحصاء التفسيرى Inferential Statistics أو الإحصاء الاستدلالي.

وهذا الفرع من فروع الإحصاء يهتم بتفسير العلاقة بين المتغيرات مثل ملاحظة أحد الباحثين وجود علاقة جو هرية بين متغيرين كالذكاء الإبداعي المتعلمين وقدراتهم على حل المشكلات، فإذا كانت عينة البحث مسحوبة من طلاب المرحلة الثانوية من بعض المدارس بالإسكندرية مثلاً، فإنه إذا كان هدف البحث معرفة هذه العلاقة على طلاب المرحلة الثانوية بمحافظة الإسكندرية يكون استخدام الإحصاء الاستدلالي هو الوسيلة الفعالة لتحقيق هدف تعميم نتائج البحث ويتم هذا باستخدام وتطبيق بعض اختبارات الدلالة الإحصائية التي تساعد على معرفة ما إذا كانت هذه النتائج يمكن تعميمها من عدمه.

ويهدف هذا الكتاب إلى مساعدة الباحثين والدارسين فى مجالات علوم النفس والاجتماع والتربية على فهم أفضل للبحوث والدراسات المنشورة فى تخصصاتهم أو البحوث التى يقومون بإجرانها. وهذا الكتاب مكون من جزئين تناول الجزء الأول منها دراسة مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت أو التباين والتوزيع الاعتدالي والمعايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكرارية والارتباط والانحدار والدلالة الإحصائية للفروق بين المتوسطات وتحليل التباين واختبار كا ويتناول الجزء الثاني من الكتاب موضوعات الإحصاء الاستدلالي المتقدم مثل التحليل العاملي وأساليبه وكذلك الإحصاء اللابار امتيرية التي المتقدم في تحليل البيانات الخاصة بالعينات الصغيرة والتي لا تنطبق عليها شروط استخدام الإحصاء الاستدلالي. وقد تم برمجة كل طريقة من الطرق شروط استخدام الإحصاء الاستدلالي. وقد تم برمجة كل طريقة من الطرق الإحصائية الواردة في هذا الكتاب وقق برنامج (*) SPSS (الحزمة الاحصائية للعلوم الاجتماعية).

وهذا الكتاب مفيد للدارسين في مجالات علم النفس و علم الاجتساع والتربية وكل من يقومون بإجراء دراسات في مجالات العلوم الاجتماعية. والله ولى التوفيق وعليه قصد السبيل.

المولفان

^(*) Statistical Package For Social Sciences.

الفصل الأول أهمية الإحصاء الوصفى فى البحوث النفسية والتربوية

أهمية دراسة الإحصاء الوصفى:

حيث أن معظم البحوث والدراسات النفسية والتربوية تقوم على أساس دراسة المعلقات المتبادلة بين عدد من المتغيرات أو المقارنة بينها في مجموعات مختلفة من الأفراد، فإن علم الإحصاء هو العلم التي يستطيع أن يمد الباحث بالأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل البيانات الخاصة بالبحوث والدراسات التي يقوم بإجرائها، ومن ثم يمكن القول بأن هناك صلة وثيقة بين الإحصاء والبحوث في العلوم الإنسانية بعامة والبحوث النفسية والتربوية من خلال مراحل بخاصة وتتضح أهمية الإحصاء في البحوث النفسية والتربوية من خلال مراحل البحث المختلفة.

فعندما نكون بصدد وضع إطار عام أو خطة لبحث ما فإنه على الباحث أن يكون على دراية بأسلوب العمل الإحصائي المناسب من حيث تحديد واختيار أداة علمية دقيقة من أدوات البحث العلمي لدراسة الظواهر النفسية والتربوية المختلفة، وقد يتبع الباحث الخطوات التالية أثناء دراسته لأحد الظواهر:

١ - تحديد المشكلة موضوع الدراسة:

إن الدراسة الموضوعية لأى ظاهرة هى أحد أهداف البحث العلمى، وكى تتم دراسة الظواهر المختلفة بطريقة موضوعية ينبغى أن تكون دراستها شاملة لكل جوانب الظاهرة بحيث تبدأ من منطلق مدروس لمشكلة محددة من حيث الأبعاد والعمق. وينبغى على الباحث مراعاة ما يلى عند تحديده لمشكلة البحث:

- أ- موضوعية البحث وإمكانية تنفيذه عمليا.
- ب- وضوح الرؤية لكل جوانب المشكلة (متغيراتها والعوامل المحددة لها).
 - ج- إمكانية الحصول على المعلومات المطلوبة لتنفيذ البحث.
 - د- احتواء البحث على عنصر التجديد والابتكار.
 - هـ قابلية الحقائق الموجودة في الظاهرة موضوع البحث للقياس.

و- توفر الإمكانات الكافية للانفاق على البحث.

ز - توفر الوقت الكافى لدر اسة المشكلة.

٢ - مرحلة جمع البيانات:

وهذه المرحلة تعد من المراحل الهامة التى لا يمكن تجاهلها، فتوفر البيانات الدقيقة والسليمة عن الظواهر والمتغيرات موضع البحث يزيد من درجة الدقة فى النتائج المستخلصة ويساعد على اتخاذ قرارات موضوعية. وبصفة عامة تتعدد وتتنوع مصادر جمع البيانات لأنها تتوقف على طبيعة البحث ونوعه وإمكاناته ومن هذه المصادر ما يلى:

أ- المصدر غير المباشر للحصول على البيانات:

هذا النوع من المصادر يوفر للباحث البيانات جاهزة ومبوبة، دون أن يبذل في ذلك مجهودا عن طريق المصادر الثانوية مثل النشرات والدوريات العلمية.

ب- المصدر المباشر للحصول على البيانات:

فى هذا النوع من المصادر يعتمد الباحث عند الحصول على البيانات الخاصة بموضوع بحثه على المصادر الأولية لهذه البيانات ويقوم بإعدادها وتجهيزها بطريقة مباشرة ودون الاعتماد على ما نشر من بيانات قبل ذلك أو البيانات التى لم تقم أى جهة أخرى بتحليلها.

٣ ـ مرحلة تصنيف البيانات وتبويبها:

وفى هذه المرحلة من مراحل العمل الإحصائى فى البحث، يقوم الباحث بتلخيص البيانات فى جداول أو رسوم بيانية، ثم تصنيفها حسب أهداف البحث ويستخدم الباحث فى سبيل ذلك عدة طرق إحصائية كالترتيب أو الوصف الإحصائي.

٤ - مرحلة تحليل البيانات إحصانيا:

يحاول الباحث في هذه المرحلة أن يحلل البيانات التي حصل عليها من الخطوة السابقة وباستخدام الأسلوب الإحصائي المناسب، ثم يقدم تفسيرا لما

حصل عليه من نتائج، ولابد أن يقدم الباحث أسباباً قوية لقبول أو رفض أى فرض من فروض البحث، ويمكن أن يكون التفسير قائماً على أساس حدود الدراسة مثل عينة الأفراد الذين أجريت عليهم الدراسة والأدوات المستخدمة فى جمع البيانات.

يعد اختيار عينة البحث من أصعب الأمور التى يقوم بها الباحث فى العلوم الإنسانية والسلوكية والاجتماعية بعامة وفى العلوم النفسية والتربوية بخاصة، وذلك لأنه لكى تمثل العينة خصائص المجتمع فإنه ينبغى تحديد حجم مناسب لهذه العينة بالنسبة للمجتمع الأصلى المراد دراسة خصائصه. ولا توجد قواعد ثابتة لتحديد حجم العينة فى كل البحوث، لأن حجم العينة يتوقف على طبيعة المجتمع الأصلى وعلى نوع البيانات. وعينة البحث فى أى دراسة تتكون من مجموعة من الأفراد الذين يقع عليهم الاختيار لكى يمثلوا خصائص المجتمع تمثيلا تاما. وفيما يلى خطوات اختيار أفراد العينة فى البحث النفسى والتربوى.

خطوات اشتقاق عينة البحث:

١ ـ تحديد المجتمع الأصلى:

فى هذه الخطوة ينبغى على الباحث أن يتعرف بدقة على الأفراد الذين يكونون هذا المجتمع وعلى أهم خصائصهم.

٢- عمل قائمة بأسماء أفراد مجتمع البحث الأصلى:

قد يحصل الباحث على قائمة بأسماء أفراد مجتمع بحثه الأصلى جاهزة أو معدة من قبل، وقد يعد هذه القائمة بنفسه إذا لم تكن معدة من قبل. وينبغى على الباحث التأكد من أن هذه القائمة تشتمل على جميع أفراد المجتمع الأصلى.

٣- اختيار بعض الأفراد من القائمة:

يتم اختيار بعض الأفراد من القائمة بحيث يمثلوا المجتمع الأصلى كله من حيث الخصائص المطلوب دراستها بقدر الإمكان.

٤- ينبغى أن يكون حجم العينة التى يتم اشتقاقها مناسباً وكافياً ويتحدد حجم العينة بعوامل ثلاثة ه

أ- طبيعة المجتمع الأصلى.

ب- مدى تعميم نتائج البحث.

ج- درجة الدقة المطلوبة.

طرق استقاق عينات ممثلة للمجتمعات الأصلية:

١ - العينة العشوانية:

لاشتقاق عينة عشوائية ممثلة للمجتمع الأصلى، ينبغى أن يوفر الباحث الشروط التى تضمن أن يكون لكل فرد من أفراد المجتمع الأصلى فرصمة متساوية لأن يكون ضمن العينة.

وقد تستخدم في هذه الطريقة وسائل آلية تساعد على منع الباحث من التحيز في اختيار أفراد العينة، كما قد تستخدم جداول إحصائية للأعداد العشوانية، ويتلخص استخدامها في أن يعطى الباحث لأفراد المجتمع الأصلى أرقاما مسلسلة ثم يبدأ من أي نقطة في جدول الأعداد العشوائية ويقرأ الإعداد بالترتيب في أي اتجاه (أفقيا أو رأسيا أو قطريا). وحيثما يقرأ عدد يتفق مع الرقم على بطاقة فرد من الأفراد، فإن الباحث يختار هذا الفرد في العينة، ويستمر الباحث في القراءة حتى يحصل على العدد المطلوب للعينة.

ويمكن تقسيم هذا النوع من العينات إلى الأنواع الفرعية التالية:

أ- العينة العشوانية البسيطة:

ويتم اختيار أفراد هذا النوع من العينات بطريقة القرعة، وفى هذه الطريقة تكتب أسماء جميع أفراد المجتمع الأصلى فى بطاقات صغيرة. ثم تطبق هذه البطاقات بحيث تختفى الأسماء ثم تخلط هذه البطاقات بعد تطبيقها جيدا فى إناء ثم نختار بالصدفة عدد الأفراد الذى نحدده للعينة.

ب- العينة العشوائية المنتظمة:

فى هذه الحالة يقسم المجتمع الأصلى إلى مجموعات متساوية فى العدد، ويتم اختيار مفردات كل مجموعة لها نفس الترتيب العشوائي. فمثلا إذا كان عدد كل مجموعة عشرة أفراد وتم اختيار الفرد ورقم ٥ عشوائيا فتكون مفردات العينة العشوائية المنتظمة هى ٥، ١٥، ٢٥، ٣٥، ٤٥، وهكذا.

ج- العينة الطبقية:

لاختيار عينة طبقية يتبع الباحث ما يلى:

- يقسم المجتمع الأصلى إلى صفاته الرنيسية المتصلة بهدف التجربة أو هدف البحث
 - تحدد نسبة عدد أفراد كل قسم إلى المجموع الكلى للأفراد.
- تختار العينة العشو انية الممثلة لتلك الأقسام بما يتناسب وحجمها وأهميتها.
- تجمع العينات العشو انية في مجموعة و احدة هي العينة العشو انية الطبقية.

د العينة العشوانية المساحية:

وهي عينة تمثل المجتمع الأصلى من حيث التوزيع الجغرافي للأفراد، فمثلا إذا أر دنا اختيار عينة من الأطفال الذين تتراوح أعمارهم فيما بين ٦، ١٢ سنة من اطفال المدارس الابتدائية بالمملكة العربية السعودية، فإننا نقسم المملكة إلى مناطق ثم نقسم كل منطقة إلى أقاليم ثم نقسم كل أقليم إلى أحياء سكنية و هكذا إلى أن نتوقف عند مرحلة معينة. ويتم اختيار الأفراد عشوائيا من الوحدات التي تكونت بطريقة عشوائية.

هذا وتوجد أنواع أخرى من العينات غير العشوانية التي يتدخل فيها حكم الباحث منها ما يلي:

أ- العنة المصصية:

وهذا النوع من العينات مماثل للعينة الطبقية فيما عدا طريقة اختيار الأفراد من كل طبقة، ففي العينة الطبقية يكون الاختيار عشوائيا، أما في العينة الحصيمية فيكون الاختيار انتقائيا حسب إمكانية الباحث في الحصول على أفر اد لهذه العينة بشرط أن يحصل على الحصة المطلوبة من كل طبقة أو فنة.

ب- العينة العمدية:

في هذه الطريقة يعتمد الباحث على خبرته في أن يختار بطريقة مقصودة مجموعة أفراد عينين نظرا لأن الدراسات السابقة قد أشارت إلى أن هذه المجموعة من الأفراد تمثل في خصائصها خصائص المجتمع الأصلى.

وهذه الطريقة نادرة الاستخدام في العلوم السلوكية والإنسانية نظرا لعدم وجود منطقة محددة بها أفراد ذوى خصائص ومميزات مجتمع أصلى بعيينه ويمكن أن تمثله تمثيلاً تاماً.

ج- العينة العرضية:

إذا كان الباحث لا يستطيع اختيار أفراد عينة بحثه بأى من الطرق السابقة فإنه بختار أى مجموعة من الأفراد بطريقة عرضية، أى يختار مجموعة من الأفراد المتاحين وقت إجراء البحث، ولكن فى هذه الحالة لا يستطيع الباحث أن يعمم نتائج بحثه لأن هذه العينة لا تمثل إلا مجموعة الأفراد المكونة منهم

المتغيرات في البحث النفسي والتربوي:

يمكن تعريف المتغيرات في البحوث المختلفة على أنها مجموعة من المثيرات والاستجابات التى تتفاعل فيما بينها لتخلق نوعاً من العلاقات التى يريد الباحث أن يختبرها ويتحقق منها، ومن المعلوم أن خصائص الأفراد تختلف من فرد لأخر داخل المجتمع الأصلي، ويطلق على هذه الخصائص اسم المتغيرات. والمتغير هو تلك الخاصية القابلة للتغير من فرد لأخر في المجتمع ومن أمثلة ذلك: الوزن، الطول، الدخل، الجنس، مستوى التعليم، المهنة، العمر،

وقبل التعرض لوصف المتغيرات وأنواعها المختلفة يوضم الكاتبان معنى الثوابث.

الثوابت:

هى متغيرات يقوم الباحث بتثبيتها ولا يسمح لها بالتغير، أو هي متغيرات ليس بها إلا قيمة واحدة بطبيعتها.

أنواع المتغيرات:

تصنف متغيرات البحث إلى عدة أنواع ولكن هناك نرعين أساسيين من المتغيرات هما:

١ ـ المتغيرات النوعية Qualitative Variables:

وهي متغيرات وصفية أو متغيرات تصنيفية، أى أن كل فرد ينضم لمجموعة معينة أو إلى فئة معينة حسب امتلاكه لصفة معينة، ومن أمثلة هذا النوع من المتغيرات، المستوى الاجتماعي الثقافي، المستوى الاقتصادي، المجنس، الفرقة الدراسية، لون بشرة الوجه، ومكان الإقامة. وأبسط هذا النوع من المتغيرات هو المتغير ثنائي القيمة مثل الجنس (ذكر/ أنثي)، والتصنيف هنا يتم على أساس امتلاك الفرد للخاصية أو عدم امتلاكه لها وبذلك ينقسم أفراد المجتمع إلى قسمين فقط (ذكور وإناث).

٢ ـ المتغيرات الكمية Quantitative Variables:

وهذا النوع من المتغيرات يقاس بمقداره مثل الوزن والعمر والدرجات التحصيلية للأفراد ودرجات حرارة الجو في أيام الأسبوع المختلفة، وقيمة استهلاك التيار الكهربي في شهور السنة المختلفة. أو إيراد قناة السويس أيام الأسبوع المختلفة، أو أطوال تلاميذ أحد المدارس الابتدائية. ونلاحظ وجود اختلاف بين متغيرات هذا النوع ويشتمل هذا النوع من المتغيرات على نوعين فرعين هما:

أ- المتغيرات المتصلة Continous Variables:

وهى متغيرات يمكن أن تأخذ أى قيمة عددية فى مدى معين مثل الدخل والوزن وقيمة استهلاك التيار الكهربى فى شهور السنة المختلفة، وفى هذا النوع من المتغيرات يمكن أن يكون قياسها بدرجة اختيارية من الدقة، فمثلاً يمكن قياس العمر لأقرب سنة أو لأقرب شهر أو لأقرب أسبوع. وعليه فإن المتعير المتصل يمكن أن يأخذ أى قيمة بين حدى التغير.

ب_ المتغيرات المنفصلة Discrete Variables

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات عدة أسماء مثل المتغيرات المتقطعة أو المتغيرات الوثابة، وهي متغيرات تأخذ قيما عددية محددة، مثل عدد طلاب كلية التربية بجامعة الملك عبد العزيز خلال السنوات الخمس

الماضية أو عدد خريجى الأقسام المختلفة لكلية الأداب بجامعة الملك عبد العزيز خلال العشر سنوات الماضية. مثل هذه المتغيرات تسمى بالمتغيرات المنفصلة نظرا لعدم وجود قيم كسرية للمتغير ويمكن تصنيف المتغيرات المستخدمة في البحوث النفسية والتربوية بخاصة والبحوث في المجالات الإنسانية والاجتماعية بعامة إلى خمس أنواع هي كما يلي:

١- المتغير المستقل Independent Variable:

ويطلق على هذا النوع من المتغيرات اسم العوامل المثيرة، و هو المتغير الذى يعتبره الباحث المؤثر الأساسى في الظاهرة أو السلوك الذى يلحظه أو يدرسه ويسمى هذا المتغير بالمتغير التجريبي Experimetrial لأن الباحث يخصصه للتجريب عن طريق تغييره لمعرفة تأثيره.

Y- المتغير التابع Dependent Variable:

ويسمى هذا النوع من المتغيرات بمتغير الاستجابة Response ، وهو ما ينتح من أثر المتغير المستقل، أى أن قيمة هذا المتغير تتأثر بتغير قيمة المتغير المستقل. ويوجد نوعان من العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع هما:

أ. علاقة متقطعة Discrete Relation:

وتتمثل فى فحص وجود أو عدم وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع.

ب- علاقة مستمرة Continous Relation:

وتتمثل فى فحص مدى استمرار تـأثير المتغير المستقل على المتغير التابع ودرجات هذا التأثير.

٣- المتغير الوسيط Moderator Variable:

يعتبر هذا المتغير من المتغيرات المستقلة من الدرجة الثانية، بمعنى أن الباحث يقوم بتغيير هذا المتغير المعرفة تأثيره على العلاقة بين المتغير المستقل

والمتغير التابع. أى دراسة ما إذا كان هذا المتغير يزيد أو ينقص من أثر المتغير المستقل في المتغير التابع.

٤- المتغير المثبت Control Variable:

وهو المتغير الذي يقوم الباحث بتحديده والغاء أثره على المتغير المستقل، وذلك حتى يتمكن الباحث من دراسة أثر المتغيرات الوسيطة.

طريقة تثبيت المتغيرات المثبتة:

- أ- إهمال أثره نهانيا والغانه.
- ب. مساواته فى كل المجموعات التجريبية (أى أن يكون موجودا بنفس الدرجة لدى جميع أفراد العينة).
 - ج- العشوائية في اختيار العينة.

٥- المتغير المتداخل Intervening Variable:

وهو المتغير الذى يؤثر فى الظاهرة التى يدرسها الباحث ولكنه لا يتمكن من ملاحظته أو قياسه، بينما نستدل على أثره من خلال تأثيره فى المتغير التابع عن طريق تأثيره فى كل من المتغيرات المستقلة والوسيطة. ويختلف هذا النوع من المتغيرات عن كل المتغيرات السابقة فيما يلى:

- أ- المتغير المتداخل هو متغير فكرى Conceptual Variable بينما بقية المتغيرات إجرائية Operational.
- ب- المتغيرات المتداخلة لا يمكن ملاحظتها وتحديد تأثيرها المباشر ولا يمكن قياسها وإنما يستدل عليها.
- ج- أثر المتغيرات المتداخلة على المتغيرات المستقلة يعتبر تأثيرا غير مباشرا وتعتبر المتغيرات المستقلة بمثابة مدخلات Inputs والمتغيرات التابعة بمثابة مخرجات Outputs أما المتغيرات المتداخلة فتقع بين المدخلات والمخرجات.



الفصل الثانى التعريف ببرنامج الحزمة الإحصانية للعلوم الاجتماعية SPSS

مقدمة:

يعد برنامج الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية التشارا في مجال for Social Sciences (SPSS) من أوسع برامج الحاسب الآلى انتشارا في مجال تحليل بيانات البحوث النفسية والتربوية. وذلك نظرا لما يتمتع به البرنامج من إمكانات ومزايا تجعله المفضل دائماً لدى شباب الباحثين؛ ومن أبرز هذه المزايا سهولة استخدامه ووضوح تعليماته وتوافقه مع تطبيقات Microsoft الأخرى بحيث يستطيع الباحثون الذين يستخدمونه نقل نتانج تحليلاتهم الإحصائية بسهولة إلى برامج الأوفيس Office الأخرى سواء برنامج الكتابة (Word) أو برنامج الجداول Excel أو العروض التقديمية تطبيق الأساليب عيرها من التطبيقات ولذلك سيقوم المؤلفان بتوضيح كيفية تطبيق الأساليب الإحصائية المختلفة على برنامج SPSS.

ويستخدم البرنامج في البحوث العلمية التي تشتمل على بيانات رقمية Empirical data كما أن البرنامج يشتمل على معظم الاختبارات الإحصائية للربيا.

النوافذ المتوفرة في برنامج SPSS:

تتوفر في برنامج SPSS الأنواع التالية من النو افذ:

- 1- نافذة محرر البيانات Data Editor: وهذه النافذة تعرض محتويات ملف معين من البيانات حيث يمكن تكوين ملف جديد أو تحوير ملف موجود، وإن هذه النافذة تفتح تلقائيا عند بدء تشغيل البرنامج.
- نافذة المشاهد Viewer: هذه النافذة تعرض جميع النتائج الإحصائية والجداول والمخططات Charts حيث يمكن تنقيح النتائج وخزنها.
- ٣- نافذة مسودة المشاهد Draft Viewer: هذه النافذة تتيح عرض المخرجات كنص اعتيادى (بدلاً من جداول محورية تفاعلية) وبهذا لا يمكن تحوير الجداول والمخططات في هذه النافذة.

- نافذة محرر الجداول المحورى Pivot Table Editor: هذه النافذة تتيح إمكانية تحوير الجداول المحورية بعدة طرق.
- نافذة محرر المخططات Chart Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية تحوير المخططات.
- انافذة محرر النصوص Text Output Editor: تتيح هذه النافذة إمكانية
 تحوير المخرجات التي لا تعرض كجداول محورية.
- ٧- نافذة محرر القواعد Syntax Editor: تتيح هذه النوافذ إمكانية خزن خيارات صناديق الحوار حيث يمكن تحوير ها لإضافة أوامر ومميزات لا تتوفر في الأوامر القياسية لبرنامج SPSS.
- الفذة محرر الخطوط Editor : تتيح هذه النافذة إمكانية خلق وتحوير الخطوط الأساسية.

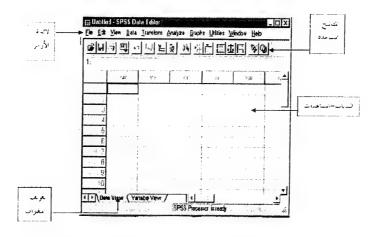
(سعد ز غلول بشیر، ۲۰۰۳: ص ۸)

تشغيل البرنامج

ويعمل البرنامج الإحصائي SPSS في بيئة النوافذ، ويتم تشغيله باختيار الأمر START من اللائمة الرئيسة PROGRAMS وبعد ذلك حدد برنامج SPSS.

ويعتبر محرر بيانات الـ SPSS الواجهة الأولية للحزم ، وهي واجهة تشبه الجداول الإلكترونية وتستخدم لإدخال البيانات الخام لأول مرة . ومن خلال المحرر يمكن قراءة البيانات وتعديلها أو تغييرها والتعامل مع المتغيرات وتسميتها أو تغيير أسمائها ومن خلال محرر البيانات تحفظ ملفات البيانات وتسمى ملفات بيانات DATA FILES ولا يستطيع هذا الملف استخراج أي نوع من النتائج ، وإنما النتائج ترسل إلى نوع آخر من الملفات وهي ملفات المخرجات .

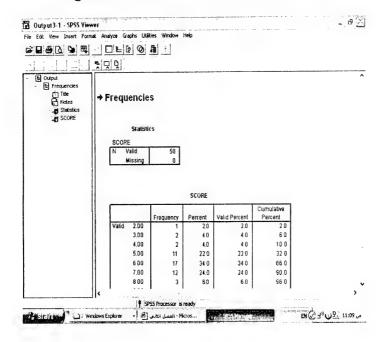
والشكل (٢ - ١) يوضح شاشة معالج البيانات لبرنامج SPSS:



شكل (١-١) شاشة معالج البيانات لبرنامج SPSS

وملفات المخرجات OUTPUT FILES تتم بعد أي على جميع النتائج التي تتم بعد أي عملية إحصائية، وفي كل مرة يطلب البرنامج من المستخدم حفظ الملف أو حذفه، ويوصى بعدم حفظ جميع ملفات المخرجات إلا ما يحتاجه الباحث أو المستخدم بصفة مستمرة وبعد أن يتأكد من صحة النتائج أما ملفات البيانات فإنه يجب حفظها بأكثر من ملف والحفاظ عليها نظراً لأن فقدها يؤدي إلى إعادة الإدخال كاملا بعكس ملفات المخرجات التي لا يتطلب استرجاعها سوى استرجاع العملية الإحصائية، وطلب النتائج من البرنامج. وفي النسخ الأخيرة من الـ SPSS يمكن التعامل مع المخرجات (بيانات أو رسومات) وتعديلها في نظام شجرى جميل وسهل يمكن التحكم فيه بكل يسر وسهولة.

والشكل (٢ - ٢) يوضح مثال لشاشة مخرجات من برنامج SPSS



شکل (۲-۲) شاشة مخرجات برنامج SPSS

وتشتمل شاشة المخرجات على بيانات مجدولة تمثل نتائج الاختبار الإحصائي المستخدم أي كان، ويمكن حفظها من خلال الأمر FILE نختار SAVE AS.

ومن خلال قائمة الأوامر وخيارات البرنامج يستطيع الاختيار بين العديد من عمليات تعديل البيانات وتشكيلها وبين الاختبارات الإحصائية المتعددة وأنواع كثيرة من الرسوم البيانية الجميلة.

و عموما: فإنه يمكن إجمال مراحل تحليل البيانات بالخطوات التالية:

- ١ ترميز البيانات.
- ۲_ إدخال البيانات في الـ SPSS.
 - ٣ اختيار الاختبار المناسب.
- ٤ تحديد المتغيرات المراد تحليلها.

وعند تشغيل برنامج SPSS، تظهر شاشة محرر البيانات DATA والتي تتكون من ورقتين تشابهان ورقة العمل في برنامج الجداول الإلكترونية EXCEL حيث تتكون الورقة من أعمدة وصفوف، ويمكن الانتقال من ورقة إلى أخرى بواسطة النقر على قابض الورقة في أسفل شاشة محرر البيانات.

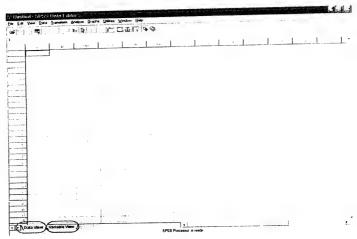
ولترميز سليم للبيانات ينبغي أن يتم التمييز بين شاشتين أساسيتين في محرر البيانات Data View و Data View

Variable View وتخدم مهمة إدخال وتعديل وعرض البيانات للباحث، وتمثل الأعمدة المتغيرات في حين تمثل الصفوف الحالات محل الدراسة، وبذلك تمثل كل خلية مشاهدة المتغير للحالة المقابلة.

وفيها يتم إدخال مسمى كل متغير ونوعه ومستواه من حيث القياس ونوعية الرموز المدخلة في المتغير.

Data View و تخدم هذه وظيفة التحكم بخصائص المتغيرات ، وفيها يتم إدخال قيم كل متغير في العمود المخصص له.

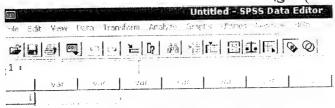
والشكل (٢ -٣) يوضح ذلك :



شكل (٢-٢) شاشة محرر البيانات برنامج SPSS

القوائم الرنيسية لبرنامج SPSS

تعتمد جميع البرامج التي تعمل تحت نظام ويندوز على مجموعة من القوائم والتي يمكن من خلالها القيام بجميع العمليات المطلوبة من البرنامج. ويوجد في برنامج SPSS ، 1 قوائم رئيسية وهي موضحة في الشكل (Y-3) التالى:



شكل (٢-٤) قائمة الأوامر الرئيسية برنامج SPSS

ملف: File لفتح وحفظ الملفات وقراءة بيانات من جداول الكترونية (مثل اكسل) وطباعة البيانات.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- فتح ملف جدید. NEW DATA
- فتح ملف مخزن. OPEN DATA
 - حفظ ملف البيانات. SAVE AS
- فتح قاعدة بيانات. OPEN DATABASE
 - طباعة. PRINT
 - إغلاق. EXIT

تحرير: Edit يقص وينسخ ويلصق القيم ،وللحصول على قيم بيانات ولتغيير الخيارات

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- الاسترجاع عن آخر عملية تم تنفيذها. UNDO
 - قص بیانات. CUT
 - نسخ بیانات. COPY
 - لصق بيانات. PASTE
 - البحث عن بيانات. FIND

عرض : View للتحكم في شكل القيم وشرحها

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- وضع شريط الأدوات. STATUS BAR
- التعامل مع شريط الأدوات. TOOLS BAR
- الشكل "الخطوط، النوع، الحجم" FONTS
- التعامل مع خطوط الشبكة "محرر البيانات". GRIND LINES بيانات : <u>Data</u> لعمل تحيير شامل على ملف البيانات.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- تعریف التاریخ. DEFINE DATES
- إدخال المتغيرات. INSERT VARIABLE
 - إدخال حالة. INSERT CASE
 - فرز الحالات. SORT CASES
 - تقسيم الملفات. SPLIT FILE
 - إختيار حالات محددة. SELECT CASES
 - وزن الحالات. WEIGHT CASES

إعادة التشكيل: Transform لعمل تغيير امتغيرات محددة في ملف البيانات ولحساب متغيرات جديدة بناء على قيم موجودة.

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

- إجراء عمليات حسابية على البيانات الموجودة. COMPUTE
 - إجراء حسابات على متغيرات محددة. COUNT
 - إعادة الترميز. RECODE
 - تصنيف المتغيرات. CATEGORIZE VARIABLE
 - ترتيب الحالات. RANK CASES
 - استبدال القيم المفقودة.

الإحصاء : Analyze لاختيار مجموعة كبيرة ومتباينة من العمليات والاختبارات اللامعملية . والاختبارات الإحصائية مثل اختبارات وتحليل التباين والاختبارات اللامعملية . ويعتبر هذا الخيار بيت القصيد من الحزمة كلها ويشمل أكبر كمية من الخيارات الضمنية .

تمكننا هذه القائمة من الإجراءات التالية:

• إظهار التقرير عن البيانات. REPORTS

- الإحصانات الوصفية. DESCRIPTIVE STATISTICS
 - مقارنة المتوسطات. COMPARE MEANS
 - النموذج الخطي. GENERAL LINEAR MODEL
 - الارتباط. CORRELATION
 - الانحدار. REGRESSION
 - التصنيف. CLASSIFY
 - المقياس. SCALE
- الاختبارات اللامعملية. NONPARAMETRIC TESTS

الأشكال: Graphs لإعداد رسوم بيانية بأنواعها: طولي ، دائري ، نقطيالخ

تمكننا من عمل الإجراءات التالية:

- الأعمدة البيانية. BAR
- المضلع التكراري. HISTOGRAM
 - القطاعات الدائرية. PIE
 - شكل الانتشار. SCATTRE

أدوات: <u>Utilities</u> الحصول على معلومات عن متغيرات والمتحكم في ظهور متغيرات معينة في مربع الحوار والتحكم في شاشة العرض الرئيسة.

نافذة: Window للتحول بين نوافذ SPSS أو لتصغير جميع نوافذ SPSS المفتوحة

تمكننا هذه القائمة من التنقل بين البيانات والنتائج.

المساعدة : Help الحصول على الصفحة الأساسية للبرنامج INTERNET) (SPSS) وHOME PAGE)

ويمكن الحصول على المساعدة أيضا بنقر زر الفأرة الأيمن في المكان الذي تريد الحصول على مساعدة فيه.

تمكننا هذه القانمة من:

- البحث عن موضوع معين. TOPICS
- دروس خاصة بالبرنامج يمكن تعلمها. TUTORIAL

الصفحة الخاصة بشركة SPSS على الإنترنت. SPSS HOME PAGE

(إبراهيم المحيسن ، ٢٠٠٤: ص ٣)

إدخال البيانات في الـ SPSS.

يستخدم في إدخال أي بيانات للبرنامج شاشة محرر البيانات: وهي عبارة عن شبكة من الصفوف والأعمدة تستخدم لإنشاء وتحرير ملف البيانات.

- تمثل الأعمدة في محرر البيانات " المتغيرات" بينما الحالات تمثلها " الصفوف".
- نقطة التقاطع بين الصف والعمود تسمى خلية، وكل خلية تحتوي على
 قيمة واحدة لمتغير عند حالة معينة.

ولتعريف المتغيرات (في ما قبل الإصدار التاسع)

اختر قائمة Data

Define Variable اختر الأمر

وتشتمل عملية التعريف على تعيين اسما للمتغير وتحديد نوعه ووصفه وقيمه. يتم إدخال البيانات في محرر البيانات حسب التالي:

- نقر الخلية المطلوب إدخال القيمة الأولى بها، ولتكن الخلية الأولى في العمود الأول.
 - أدخل الرقم المطلوب.

اضغط على مفتاح (Enter) فيتم حفظ القيمة داخل الخلية وتنتقل نقطة
 الادخال إلى الأسفل بمقدار صف واحد.

يتم إدخال بقية البيانات بنفس الأسلوب

حفظ ملفات البيانات

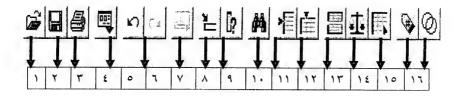
بعد تعريف المتغيرات وإدخال البيانات في محور البيانات، يمكن القيام بحفظ هذه البيانات في SPSS حسب الخطوات التالية:

- من قائمة File أختر Save As
- ادخل اسما للملف في المستطيل الذي تحت عبارة File Name
 - اختر القرص المطلوب تخزين الملف عليه.

أنقر الزر OK

شريط أدوات البرنامج.

يزودك نظام SPSS بالاضافة الى القوائم الرئيسية بشريط الادوات الذي يحتوي على أيقونات Icons رسومية تمثل وظائف أو عمليات معينة قد تغنيك عن استخدام القوائم وتسهل عمل النظام أيضا ويقع هذا الشريط أسفل شريط القوائم.



	-
فتح ملف مخزن	5
تخزین ملف	\$
طباعة ملف	
إظهار آخر مجموعة من الإجراءات التي تم استخدامها	
التراجع عن آخر تغيير والتراجع عن التراجع.	The second
الانتقال الى التخطيط	
الانتقال الى الحالة	
اعطاء معلومات عن المتغيرات	
بحث عن	
إدراج حالة جديدة الى الملف.	
ادراج متغير جديد الى الملف.	
شطر الملف،	
إعطاء أوزان للحالات.	
اختيار مجموعة حالات.	
إظهار أو اخفاءعناوين دلالات القيم.	
استخدام مجموعة من المتغيرات.	

مراحل تحليل البيانات في البرنامج

- ١ ترميز البيانات.
- ۲- إدخال البيانات في الـ SPSS
- "-" اختيار الاختبار المناسب.
- ٤ تحديد المتغيرات المراد تحليلها .

أنواع المتغيرات المدخلة في شاشة محرر البيانات: Variable View المتغير من النوع الاسمى: Nominal

هذا المستوى يصنف عناصر الظاهرة التي تختلف في النوعية لا في الكمية، وكثيرا ما نستخدم الأعداد لتحديد هوية المفردات، وفي هذه الحالة لا يكون للعد ذلك المدلول الكمي الذي يفهم منه عادة. فمثلا يمكن استعمال العددين م، ١ ليدلا على التصنيف حصب الجنس فيجعل الصفر يدل على الذكر و الد ١ يدل على الأنثى، لاحظ أن ٠، ١ لا يدلان على قيم عددية أي لا يخضعان لعمليات الحسابية لأنه يمكن تعيين أي عددين بدلهما ليدلا على نوع الجنس. وأمثلة أخرى على المستوى الاسمي: الحالة الاجتماعية (أعزب-متزوج)، ونوع العمل (إداري - أكاديمي - عمل آخر).

• المتغير من نوع الرتبي: Ordinal

يقع هذا التدرج في مستوى أعلى من التدرج الاسمي، فبالإضافة إلى خواص التدرج الاسمي فان التدرج الترتيبي يسمح بالمفاضلة، أي بترتيب العناصر حسب سلم معين: مثل الرتب الأكاديمية (أستاذ (١)، استاذ مشارك(٢)، أستاذ مساعد (٣)، محاضر (٤)، مدرس(٥)، معيد(٢)) وتقديرات الطلاب (ممتاز (٥)، جيد جدا(٤)، جيد(٣)، مقبول(٢)، راسب(١)) ، وكذلك درجة التأييد لإجابة السؤال (موافق بشدة (٥)، موافق (٤)، متردد(٣)، لا أوافق بشدة (١)). ويجدر بالذكر أن هذا المستوى لا يحدد الفرق بدقة بين قيم الأفراد المختلفة.

• المتغير من النوع المسافة: Scale

وهنا يتم ترتيب الغنات أو الأشخاص موضع البحث ترتيب بمسافات متساوية ويمكن هنا استخدام عمليات مثل الجمع والطرح والضرب دون القسمة حيث لا يتوافر هنا صفر مطلق.

حيث يشير الصغر المطلق إلى انعدام الخاصية فإذا حصل الطالب على صغر مثلا في اختبار اللغة العربية فهل هذا يعني أنه لا معرف أي شيء من مادة اللغة العربية.

• المتغير من النوع النسبي:

وهو أعلى مستويات الترتيب والقياس حيث يتوافر هنا الترتيب وفق مسافات متساوية ويتوافر الصفر المطلق ؛ ويمكن إجراء العمليات الحسابية الأربع على هذا النوع من المتغيرات . بما فيها القسمة .

وهذا النمط من البيانات لا يستخدم في العلوم الاجتماعية ، وإنما يستخدم في العلوم الطبيعية بكثرة حيث يتواجد صفر مطلق.

الفصل الثالث التوزيعات التكرارية Frequency Distribution

يهدف التوزيع التكرارى إلى تبسيط العمليات الإحصائية، وذلك بعرض البيانات فى صورة ميسرة ومناسبة. كما يهدف عمل التوزيعات التكرارية للبيانات أيضاً إلى صباغتها صياغة عملية تبين أهم المميزات الرئيسية لهذه البيانات.

العلامات التكرارية:

يرمز لتكرار أى درجة مرة واحدة بالرمز (/)، ويرمز للتكرار مرتين بالرمز (//)، كما يرمز للتكرار ثلاثة مرات بالرمز (//) ونستمر فى هذه العملية حتى نصل إلى الرمز (///) لتوضيح التكرارات لخمس مرات ويطلق على هذا الرمز الأخير اسم الحزمة.

مثال (T - 1): الدرجات التالية تمثل درجات 0 - 1 طالب في امتحان مقرر علم النفس التربوى:

0	٦	٦	۲	3	٧	٦	0	٥	٦
٥	٧	۸	٥	٧	٦	٦	٧	٧	٧
٥	٣	٦	٧	٧	٦	٨	٤	٧	٦
٤	٥	٧	٧	٧	٩	٥	٦	٦	٦
٩	٥	٨	٦	٦	٥	٦	٣	۲	٥

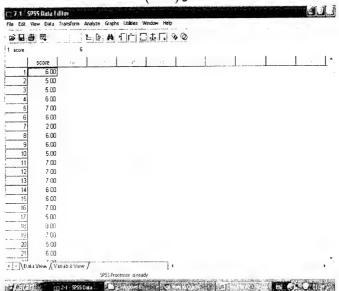
ويمكن جدولة هذه البيانات في الجدول التكراري الأتي:

جدول (٣ - ١) يوضح طريقة حساب التكرارات من العلامات التكرارية

التكرار	العلامات التكرارية	
١	/	۲
۲	//	٣
7	//	٤
11	1 744 744	٥
۱۷	II THL THLTHL	٦
17		٧
٣	///	٨
۲	//	٩
٥.		المجموع

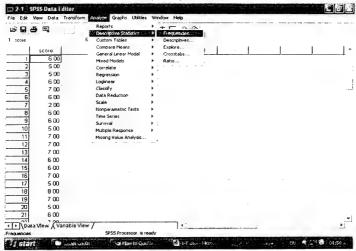
ولتكوين نفس الجدول باستخدام برنامج SPSS من شاشة View نقوم بتعريف متغير جديد اسمه Score مثلاً ونختاره من النوع العددى View نقوم بتعريف متغير حديد اسمه Score ثم نعود إلى شاشة Data View ونقوم بإدخال البيانات في العموم الأول المسمى Score فنحصل على ٥٠ صف كل صف يمثل Case أو درجة لطالب من طلاب العينة فتظهر البيانات في محرر البيانات بالبرنامج على الشكل (٣ ـ ١) التالى.

شكل (٣ $_{-}$ 1) محرر البيانات الخاصة بدرجات $_{-}$ 0 طالب شكل (٣ $_{-}$ 1)

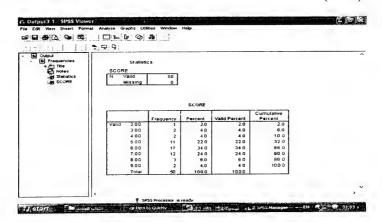


ولعمل الجدول (٣ - ١) باستخدام برنامج SPSS من قائمة كما يوضيح ذلك نختار Descriptive Statistics كما يوضيح ذلك التالى:

شکل (۳ - ۲)



فتظهر لنا شاشة النتائج Out put التالية شكل (m – m) شاشة نتائج مثال (m – m).



الفنات التكرارية:

عندما يزداد تشتت درجات مجموعة من الأفراد في أحد الاختبارات النفسية أو التحصيلية (اختبار التفكير مثلاً) كأن تكون أقل درجة هي ٥ وأعلى درجة هي ٣٠٠ فإن الجدول التكراري يصعب تسجيله بصورة واضحة، ففي مثل هذه الحالات يستحسن جمع هذه الدرجات في فئات تحتويها وترصدها في صورة موجزة بسيطة.

مثال (۲ - ۲):

فيما يلى الجدول (٣ – ٢) يبين توزيع تكرارى يصنف ٥٥ طالبا حسب درجاتهم التحصيلية في أحد مقررات الإحصاء التربوي. وقد قسمت الدرجات إلى فنات طول كل منها ٥.

جدول (٣ – ٢) التوزيع التكرارى لدرجات ٥٥ طالبا في التحصيل الدراسي للإحصاء

التكرار	العذمات التكرارية	الدرجة
۲	1	77 - 11
£	THH	77-77
٦	1 7114	77 _ 71
٨	III TH+	7 7 _ 77
17	11 744 744	٤٢ _ ٣٨
٧	11 711+	£Y _ £ W
٥	THH	٨٤ ــ ٢٥
11	1 7111 7111	٥٧ _ ٥٣
00		المجموع

وقد كتبت فنات الدرجات في الجدول السابق موضحاً فيها الحد الأعلى والحد الأدنى لكل فنة، والفنة مثلاً ١٨ - ٢٢ تعتبر فنة الدرجات من ١٨ إلى

۲۲ وطول هذه الفنة هو \circ درجات. ويتضح من الجدول أن الفنات الواردة فيه لا تشتمل إلا على الدرجات الصحيحة فقط، وقد تحتوى بعض الفنات فى كثير من الأحيان على كسور، لذلك فإنه يفضل أن تكون الدرجات كما هو موضح بالجدول رقم (7-7).

جدول (۳ – ۳) فنات الدرجات وتكرار كل فنة

المتكرار	الفنة
۲	-14
£	_77
7	-47
٨	-44
1 4	-47
٧	_
٥	_£ A
11	_07
٥٥	المجموع

فالفئة (۱۸-) تدل على جميع الدرجات الصحيحة والكسرية ابتداءً من الدرجة ۱۸ إلى كل درجة أقل من ۲۳، وتكون الفئة الأعلى منها مباشرة هي (۲۳-) التى تشتمل جميع الدرجات ابتداءً من ۲۳ لغاية أقل من ۲۸ والفئة الأعلى مباشرة من هذه الفئة هي (۲۸-) و هكذا.

Frequency Table ويسمى الجدول رقم ($^{\circ}$ – $^{\circ}$) بالجدول التكرارى Frequency Distribution وذلك لأنه يدلنا عليه اسم التوزيع التكرارى عدد مرات تكرار فئة من فئات الدرجات في المجموعة الأصلية المكونة من $^{\circ}$ درجة.

ولتنفيذ نفس العملية باستخدام برنامج SPSS نختار متغيرين أحدهما يسمى degree والآخر Frequency ونقوم بإدخال الدرجات كما هي موضحة في الشكل (٣ – ٤):

	1 E Cr	M TIC	T	(0) (C	9			
gree	18-22					. 1	. 1	i
degrae	frquency	931 95	<u></u>	Mg:		 		, may can alter
1 16-22	2.00							
2 23-27	4.00							
3 28-32	6 00							
4 33-37	8.00							
5 38-42	12 00							
5 43-47	7 00							
7 48-52	5 00							
8 53-57	11 00							
22200								
7								
f s								
2.4								
1.4	. 4.		11 70					
203								
21					4 4 64 4 46			

عدد الفنات ومداها:

يرتبط عدد الفنات ارتباطا وثيقا بمدى طول كل فئة وحدودها، فعندما يزداد طول الفئة فى أى توزيع تكرارى فإن عدد الفئات يقل تبعا لذلك والعكس بالعكس. ويستحسن أن يكون عدد فئات الدرجات محصورا بين ١٠، ٢٠ فئة حتى يكون معقولاً ومناسباً.

حساب مدى الفنة:

١- المدى المطلق = الحد الأعلى للفئة - الحد الأدنى للفئة.

٢- المدى الكلى = المدى المطلق + ١

ويضاف الواحد الصحيح لأنه بطرح الحد الأدنى من الحد الأعلى للفنة يكون الناتج أقل من عدد الدرجات بواحد.

حساب عدد فنات الدرجات:

يستخرج عدد فنات الدرجات باتباع الخطوات التالية:

١- نبحث عن أكبر درجة وعن أصغر درجة.

٢- نحسب المدى الكلى للدر جات كما بلي:

المدى الكلى = أكبر درجة - أصغر درجة + ١

٣- نقسم المدى الكلى على عدد مناسب من الفنات بحيث يتراوح بين
 ١٠ و ٢٠ فنة .

٤- نحدد طول الفئة من المعادلة التالية:

المدى الكلى طول الفنة = عدد الفنات

التوزيع التكراري النسبي:

فى بعض الأحيان لا يكون عدد الأفراد هو المهم ولكن النسبة المنوية لعددهم هى الأهم كما فى حالة الاقتراع فى الانتخابات النيابية. ويمكن عمل التوزيع التكرارى العادى وذلك بحساب احتمال التكرار وهو يساوى

التكرار حدد الدرجات

لكل فشة ثم نحسب النسبة المنوية لتكرارات كل فئة وتساوى حاصل ضرب احتمال التكرار في ١٠٠.

مثال (٣ - ٣):

فيما يلى درجات ٥٠ طالب في اختبار للتفكير التأملي:

۸t	٨٢	V Y	٧٠	٧٢
۸۰	٦٢	47	7.4	3.۸
٨٢	۸٧	۸۹	٨٥	٨٢
۸٧	٨٥	Λ£	٨٨	٨٩
۸٦	۸٦	٧٨	٧٠	۸۱
٧.	7.1	۸۸	٧٩	49
٧٩	٨٦	٦٨	٧٥	٧٧
٩.	۲۸	٧٨	٨٥	۸۱
٦٧	9.1	٨٢	٧٣	٧٧
۸۰	٧٨	٧٦	7.4	۸۳

أ- كون جدول توزيع تكراري بطول فئة قدره ٣. ب- كون جدول توزيع تكراري نسبي للبيانات السابقة.

الحل:

جدول (٣ - ٤)

أ - قنات الدرجات والتكرارات

التكر ار ات	العلامات التكرارية	فئات الدرجات
۲	//	17
	•	-7 £
٥	THL	_₹Υ
٥	THL	_Y •
۲	//	-77
٦	1 144	_Y٦
٦	1 744	_Y9
٦	THH	-77
١.	THL THL	-40
٦	1 744	-٨٨
١	/	<u>-</u> 91
1	/	-9 £
٥,		

ب- جدول (۳ - ٥) التوزيع التكرارى النسبى

% للتكرار	احتمال التكرار	فئات الدرجات
٤	٠,٠٤	-71
•	• •	37-
1.	٠,١٠	٧٢_
١.	٠,١٠	٠٧٠
٤	٠,٠٤	-77
17	٠,١٢	-Y7
17	٠,١٢	-Y9
17	٠,١٢	-۸۲
۲.	٠,٢٠	-40
17	٠,١٢	-۸۸
۲	٠,٠٢	-91
٢	٠,٠٢	-9 £

ويمكن إجراء نفس الخطوات السابقة باستخدام برنامج SPPS كما تم توضيح ذلك في مثال ($\Upsilon - \Upsilon$)، ومثال ($\Upsilon - \Upsilon$).

التمثيل البياني للتوزيعات التكرارية Graphic Representation:

قد يصعب على الفرد فهم خواص التوزيع التكرارى من خلال النظر الله جدول لهذا التوزيع، لذلك فإنه يمكن للباحث أن يحول جدول التوزيع التكرارى إلى رسم بيانى تتضح فيه خواص هذا التوزيع أوضح مما يكون عليه الجدول، ويتم ذلك بأى صورة من الصور التالية:

۱ ـ المدرج التكرارى: Histogram

ويمكن الحصول على المدرج التكرارى بتقسيم المحور الأفقى إلى اقسام متساوية، بحيث يزيد على هذه الأقسام عن عدد الفئات بواحد على الأقل، ويمثل كل قسم من هذه الأقسام فئة من فئات الدرجات. ويبدأ تقسيم هذا المحور من اليسار بفئة أصغر من أى فئة بالجدول. ثم نقسم المحور الرأسى إلى عدد من الأقسام المتساوية يكون عددها أكبر مباشرة من تكرار أكبر فئة فى التوزيع التكرارى. ثم نقيم على كل قسم من الأقسام الأفقية مستطيلاً ارتفاعه يساوى التكرار فى الفئة التى يمثلها هذا القسم و هكذا نحصل على المدرج التكرارى.

ولرسم المدرج التكراري ينبغي مراعاة ما يلي:

- الشكل البياني له محوران أحدهما أفقى والآخر رأسى وهذه يطلق عليها غالباً اسم المحاور الكارتيزية أو محور (س) ومحور (ص).
- ٢- أنه من الشائع تمثيل فئات الدرجات على المحور الأفقى والتكرارات على المحور الرأسي.
- ٣- يستحسن أن يكون المحورين عند نقطة الصغر بالنسبة لكل من المقياسين.
- ٤- يكون الرسم البياني المصغر صعبا في عمله ويكون أيضاً صعباً في
 قراءته.

فإذا كان المطلوب قراءة قيم على الرسم البياني فإن الرسم الأكبر يكون أفضل في تحقيق هذا الهدف. ينبغى اختيار الوحدات المناسبة كأن يكون طول الوحدة على
 المحور الأفقى ممثلاً لطول الفئة.

مثال (٣ - ٤):

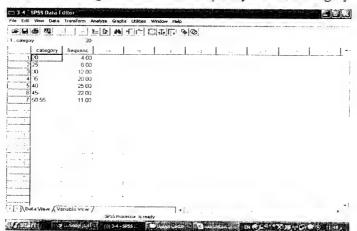
مثل التوزيع التكرارى الموضح بالجدول التالي بيانيا باستخدام برنامج SPSS.

00_0,	_ £ 0	_£+	_70	_٣.	-40	-7.	الفنة
11	77	40	۲.	١٢	٦	٤	التكرار

باستخدام المدرج التكراري

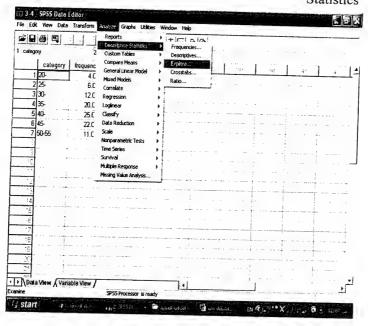
الحل:

نقوم بإدخال البيانات على شاشة مدخل البيانات Data editor من المنافقة مدخل البيانات Variable View مما الفنة (Category والشكل التالي يوضح ذلك:



شكل (٣ _ ٥) شاشة إدخال بيانات مثال (٣ _ ٤)

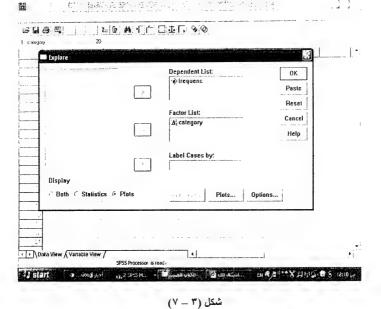
Descriptive فلرسم المدرج التكراري من قائمة Analyze نختار Statistics



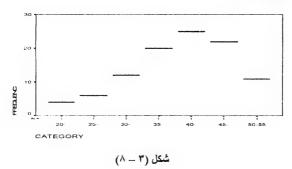
شكل (٣ - ٦) يوضح طريقة اختيار أمر رسم المدرج التكرارى

ومن القائمة المنسدلة منها يختار الأمر Explore

والشكل (٣ - ٧) التالى يوضح لك النافذة التى تظهر فتضع فيها المتغير المتعادية Frequancy في خانة Category في خانة Factor List كما هو موضح.



ومن أيقونة Plots نؤشر على Histogram ثم Continue ثم كا الشكل التالي:



۲_ المضلع التكرارى: Polygon

لتمثيل الجدول التكراري بيانيا باستخدام المضلع التكراري، نستعمل المحور الأفقى لتمثيل الفنات والمحور الرأسى لتمثيل التكرارات كما في المدرج التكراري ونتبع نفس الخطوات التي اتبعت في رسم المدرج التكراري إلا أن التمثيل هنا يختلف حيث ينبغي تحديد مراكز الفنات وتوضع نقطة وحولها دائرة عند كل فنة مقابل تكرارها ثم نصل هذه النقاط بخطوط ويستحسن هنا إضافة فنتين إحداهما أقل من أصغر فئة في التوزيع النكراري والأخرى أعلى من أكبر فئة فيه. ويكون تكرار هما بالطبع صفراً.

مثال (۳ - ٥):

مثل البيانات الواردة في الجدول التالي الذي يبين فنات درجات مجموعة مكونة من ١٠٠ طالب في أحد الاختبارات المدرسية بيانا باستمرار المضلع التكرارى:

	1/2										
	-40	-٧٠	-10	-7.	-00	.0.	-50	-5.	-50	۳.	فنات
	٨٠				1					-''	ا فسسات ا
1	_		_								الدر حات
1	1	١.	15	17	٧.	11	٨	11	-		a 1 1 day
•							- 11		٠		التكرارات

الحل

، والتكرارات	°) فنات الدرجات ومراكز الفنات	حدول (۳ – ۱
التكرارات	مر اكز الفنات	جات

التكرارات	m 1 * * * 11	
	` مراكز الفنات	فئات الدرجات
٥	77,0	-7.
٤	TY,0	-70
11	٤٢,٥	-5.
^	£ Y, 0	_ 50
11	04,0	_0,
۲.	٥٧,٥	_00
١٢	٦٢,٥	_٦٠
١٣	٦٧,٥	-70
1.	٧٢,٥	_Y.
1	۷٧,٥	A Yo

و لأداء هذه العملية باستخدام برنامج SPSS نقوم أو لا بإدخال البيانات من شاشة مدخل البيانات كما يتضح بالشكل (٣ – ٩) التالي:

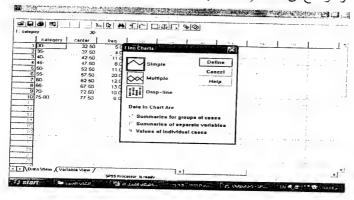
category	30	(2) M +[1]	and or see that	1. 00 O				
categor	y center	freq		. 1	1 .	- -	det	
1 30-	32 60	5 00						
2 35.	37.50	4.00						
3 40-	42 60	11 00						
4 45-	47.50 52.60	8 00						
5 50-		11.00						
6 55-	57.50	20.00						
7 60-	62.50	12 00						
8 65-	67.50	13 00						
9 70-	72 50	10 00						
10 75-80	77.50	6 00						
	n.							
- 1								
							-	
-11								

شكل (٣ - ٩) شاشة مدخل البيانات لمثال (٣ - ٥)

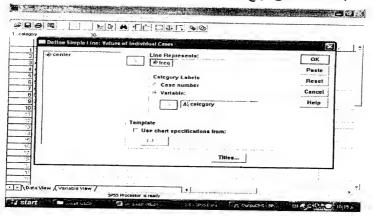
ولرسم المضلع التكرارى من قائمة Graphs نختار Line ولرسم المضلع التكرارى من قائمة نختار نختار خلك الشكل (" - ") التالى:

شكل (٣ - ١٠) أمر رسم المضلع التكرارى

فتظهر لنا نافذة نختار منها Simple ثم نضغط على مربع Define كما هو موضح في الشكل (٣ – ١١) التالي:

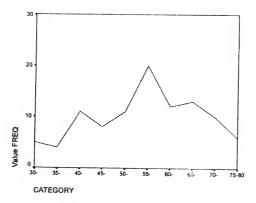


شكل (٣ - ١١) بعد الضغط على مربع Define تظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل التالى:



شکل (۲-۳)

Line Represents فنضع المتغير Frequancy (التكرارات) في خانة Category ونختار في المستطيل أسغل الخيار Variable ونضع فيها المتغير وفئة) فنحصل على شاشة المخرجات الموضحة في الشكل التالي وبها المضلع التكراري المطلوب.



شكل (٣ - ٣) المضلع التكراري لمثال (٣ - °) ٣- المنحنى التكراري Curve:

لتمثيل جدول توزيع تكرارى بيانيا باستخدام المنحنى التكرارى نقسم المحورين الأفقى و الرأسى لتمثيل الفنات والتكرارات كما سبق تماما ثم نرسم خطا ممهدا ومتصلا Smooth and Continous بحيث يمر بكل النقاط التى تمثل مراكز الفنات.

مثال (٣ – ٢): مثل التوزيع التكرارى لدرجات ٥٠ تلميذ في مقرر اللغة العربية بالصف الأول بالمرحلة الثانوية العامة وبيانها كما هو موضح في الجدول التالي:

1										
ı	۹۰_۸۰	-٧٠	-1.	_0 +	_£ ·	-4.	-4.	-1.	فنات الدرجات	1
Į	٣	٦	٦	٩	£	٦	٤	۲	التكر ار ات	

الحل:

نتبع نفس الخطوات المستخدمة فى رسم المضلع التكرارى ولكن من Bpectral بدلاً من Linc.

توزيع درجات أفراد المجتمع لفنات الدرجات:

فى بعض الأحيان يحتاج الباحث النفسى أو التربوى إلى تحديد نسبة عدد الأفراد الذين تقل درجاتهم أو تزيد عن حد معين وفى هذه الحالة يقوم الباحث بعمل توزيع تكرارى متجمع تصاعدى أو تنازلى حسب حاجته وفيما يلى طريقة عمل التوزيعين التكرارين المتجمعين التصاعدى والتنازلى والتمثيل البياني لكل منهما:

١ ـ التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي:

الجدول (٣ – ٧) يبين طريقة عمل التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي للبيانات الخاصة بدرجات مجموعة من الطلاب.

جدول (٣ - ٧) فنات الدرجات والتكرارات – الحدود الدنيا للفنات فاقل – التكرار المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع	أقل من الحدود الدنيا للقنات	التكرار	القنة
صفر	اقل من ۱۰	٥	-1 •
٥	اقل من ۲۰	٨	_ ۲ •
14	اقل من ۳۰	٧	-4.
٧٠	اقل من ٤٠	17	- ٤٠
77	أقل من ٥٠	١٣	_0,
٤٥	أقل من ٦٠	10	-7.
٦.	أقل من ٧٠	۲.	-٧٠
۸۰	أقل من ٨٠	1 1	_^.
9 £	أقل من ٩٠	٦	1 9 .
1	أقل من ١٠٠		

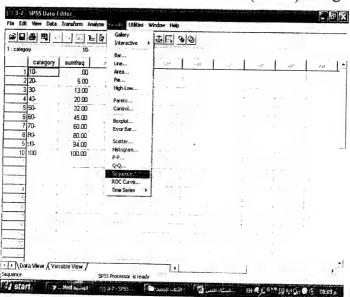
فعندما نريد معرفة عدد الأفراد الذين لم يصلوا إلى مستوى الفئة التى تبدأ بالدرجة ٣٠ وتنتهى بالدرجة الأقل من ٤٠ فأنه بالاستعانة بالتكرار المتجمع التصاعدى الموضح فى جدول (٣ – ٧) يمكن أن نتعرف على هذا

العدد الذي يساوى ١٣ فردا أي أن التكرار المتجمع الصاعد لأي فئة يدل على مجموع تكرار هذه الفئة وتكرارات الفئات التي تسبقها.

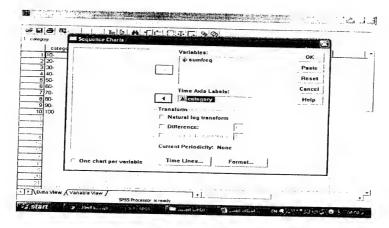
تانيا: المنحى التكراري المتجمع التصاعدي لفنات الدرجات:

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى حيث يدل المحور الأفقى على الحدود الدنيا لفنات الدرجات ويدل المحور الرأسى على التكرار المتجمع التصاعدى ونسمى الشكل الناتج من رسم هذا التوزيع بالمنحنى التكرارى المتجمع التصاعدي.

ويمكن رسم هذا المنحنى باستخدام برنامج SPSS وذلك كما هو موضح في الشكل (T = 3):



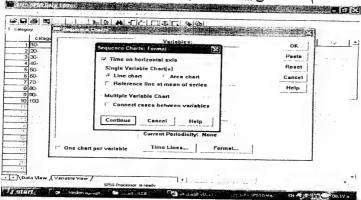
شکل (۳ ــ ۱٤) من قائمة Graphs نختار Sequence



شکل (۳ – ۱۰)

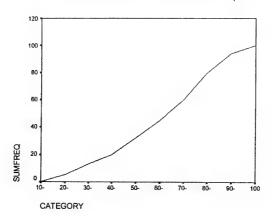
Time نضع التكرار الصاعد في خانة Variables والفنات في خانة Axis labels

ثم نضغط على Format فتظهر لنا النافذة التالية:



شکل (۳ – ۱۲)

نتأكد من التأشير كما هو موضح على Line chart و Time on و نتأكد من التأشير كما هو موضح على Horizontal Axis



شکل (۳ – ۱۷) المنحنی التکراری المتجمع التصاحدی لمثال (۳ – ۷)

٢ ـ التوزيع التكراري المتجمع التنازلي:

عندما يراد معرفة عدد الذين حصلوا على درجات أعلى من مستوى معين، فإننا نستخدم التكرار المتجمع التنازلي والمثال ($\gamma - \lambda$) يوضح طريقة حساب التوزيع التكراري المتجمع التنازلي وتمثيله بيانيا.

مثال (٣ - ٨):

أرشتقت عينة عشوائية من مائة طالب من طلبة أحد المدارس الثانوية العامة بمدينة الإسكندرية وتم قياس أطوال الطلبة فوجد أن هذه الأطوال موزعة كما في الجدول التالي:

1417.	-17.	_10.	-14+	-18.	-17.	-11.	-1	فنة الطول
۲	11	17	10	٧.	۱۸	١٤	٨	عدد الطلبة

والمطلوب تحویل جدول التوزیع التکراری السابق الی جدول توزیع تکراری متجمع تنازلی.

الحل:

جدول (٣ – ٨) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لأطوال مانة طالب

	7 .414	C	~
التكرار المتجمع	الحد الأدنى للفنة	عدد الطلبة	فنات الطول بالسم
التنازلي	فأكثر		,
1	۱۰۰ فاکثر	٨	-1
9.7	۱۱۰ فاکثر	١٤	-11.
٧٨	۱۲۰ فأكثر	1.6	-17.
٦.	۱۳۰ فاکثر	٧.	-17.
٤٠	۱٤٠ فاكثر	10	-15.
70	۱۵۰ فاکثر	1 Y	_10.
14	١٦٠ فأكثر	11	-17.
۲ ا	۱۷۰ فأكثر	*	-17.
صفر	۱۸۰ فاکثر		-14.
		1	المجموع

ويمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي لأطوال الطلاب بيانيا باستخدام برنامج SPSS باستخدام برنامج (7-7).

تمارين على الفصل الثالث

(٣ – ١) الدرجات التالية هي درجات ٨٠ طالب من طلاب كلية التربية بالمدينة المنورة في اختبار تحصيلي من مقرر علم النفس التربوي:

۳۸	41	44	۲٥	٣٨	٤٠	۲.	40	۳۸	££
۳.	٤٣	۳١	٥,	£Y	40	٤١	٣٨	٤١	٣٨
۲۳	44	47	77	٤V	٤١	٤٣	01	£٨	٣٢
40	٤٨	۴٤	77	**	£ 9	٤A	٤٧	٤١	٤١
22	۲.	۳۸	£٨	44	77	٤١	££	٣٧	٣٨
77	٣٨	٤١	٥,	40	٣٣	44	77	44	49
۲ ٤	٤٨	۲٥	07	۳۸	47	۲£	77	70	٣٢
44	٤٧	Y £	££	££	27	٣٨	**	٤١	4.4

أ- أنشئ جدول التوزيع التكرارى لهذه الدرجات مستخدما طول الفئة ٣
 ومبتدئا بالفئة (٢٠ – ٢٢).

ب- أنشئ جدول توزيع تكرارى آخر لنفس الدرجات بطول فنة قدره ٣ ومبتدئا بالفئة (١٨ ــ ٢٠).

هل سيختلف شكل التوزيعين التكراريين؟.

هل هما توزيعان متماثلان من حيث الشكل وكيف تفسر اختلاف الفنات التي تغطى الدرجات من ٥٠ إلى ٢٥٠.

(٣ – ٢) حصل ٥٥ طالباً في اختبار تحصيلي في مقرر دراسي على الدرجات التالية:

77	11	٨	۳.	14	۳.	1 ٧	۳.	40	4 4
	۲۸	١٤	* *	۲.	44	۲.	70	٨	* ٧
	* *	77	17	17	۲۱	17	١٨	Y £	17
	19	10	11	77	1.4	٧.	۲ ٤	1 7	۳.
	* Y	۲.	١٥	۲۳	4.4	1 ٧	۲.	77	7 7
	~ ~	* *	1 A	4.5	* 0			٧.	* 1

كون الجدول التكراري لهذه الدرجات إذا كان:

أ- طول الفئة = ٣

ب- طول الفئة = ٥

ثم كون الجدول التكراري النسبي في كل حالة.

(7-7) كون توزيعا تكراريا للدرجات التالية جاعلاً طول الفئة 7:

0 £	٧٥	17	7 8	٦٤	73	7.5	77
٨٨	00	٨٤	٥٣	71	77	77	٤٧
οŧ	۳.	٥٥	٤٢	0 1	٥٣	99	77
11	٤.	۳.	οŧ	٧٨	۸۸	00	٧٦
۹.	٨٥	٧٥	97	٨٩	۲.	٥.	٤٣

ثم مثل هذا التوزيع بيانيا:

أولا: برسم مدرج تكراري.

ثانیا: برسم مضلع تکراری.

ثالثًا: برسم منحنى تكرارى.

(٣ – ٤) أحسب التكرار المتجمع القصاعدى والتكرار المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالى:

10_1.	-40	_٣.	_40	_Y .	-10	-1.	_0	فنة الدرجات (ف)
١.	1 4	10	٧.	٧.	17	10	1	التكرارات (ك)

٥- قارن بين التوزيعين التكراريين للمجموعتين أ، ب مستخدما طريقة التمثيل البياني برسم المنحنى لكل منهما والجدول رقم (7- 9) يتبين تكرارى المجموعتين:

جدول (٣ – ٩) التوزيع التكراري للمجموعتين أ، ب

تكرار المجموعة (ب)	تكرار المجموعة (أ)	فنات الدرجات
١٥	70	_1.
40	٤٠	_Y •
۳.	٥.	_٣٠
٧.	۲.	_£ +
40	10	_0,

تكرار المجموعة (ب)	تكرار المجموعة (ا)	فنات الدرجات
٧.	٣٠	-7.
70	1.	_V ·
70	۲.	_A ·
٤٠	40	-9 •
٧.	٦.	-1 + +
70	00	1711.

الفصل الرابع مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Tendency

الفصل الرابع مقاييس النزعة المركزية

Measures of Central Tendency

تميل درجات أى توزيع تكرارى إلى التجمع عند نقطة متوسطة فى المدى الموزع فيه التكرار الكلى ويتناقص عدد المفردات كلما بعدنا عن هذه القيم المتوسطة من الجانبين. وهذا لا يحدث دائما فى جميع التوزيعات التكرارية ولكنه يحدث فى أغلب الأحيان. هذا التجمع عند نقطة متوسطة هو ما يسمى بالنزعة المركزية، أى نزعة المفردات لاتخاذ قيم متوسطة Average. وتفيد معرفة القيم المتوسطة فى دراسة خصائص التوزيعات التكرارية، وتوجد عدة أنواع لهذه القيم أهمها الأنواع الثلاثة التالية:

- ١- المتوسط الحسابي Arithmetic Mean.
 - Y- الوسيط Median.
 - ٣- المنوال Mode

ولكل من الأنواع الثلاثة السابقة للقيم المتوسطة مميزاته وعيوبه يوضحها المؤلفان عند شرح طريقة حساب كل منهم كما يلى:

١ .. المتوسط الحسابي:

تستخدم كلمة متوسط حسابى فى الحياة اليومية كثيراً. فنقول مثلا أن درجات الطالب خالد أعلى من المتوسط عندما نرد على سؤال بشأن تحصيله الدراسى، أو نقول أن التلميذة رشا تتغيب عن المدرسة شهريا أقل من متوسط غياب تلميذات مدرستها فى الشهر. وقد يكون مفهومنا عن مصطلح المتوسط مختلفا عن مفهوم المتخصصين عن هذا المصطلح الشائع الذى كثيراً ما نراه فى بيانات الإحصاء التربوى مثل عدد التلاميذ بالنسبة لكل معلم فى مرحلة ما من مراحل التعليم المختلفة، أو متوسط دخل الفرد بالنسبة للدخل القومى. ويمكن تعريف المتوسط الحسابى لعدة درجات مختلفة لمقياس معين بأنه ناتج خارج قسمة مجموع هذه الدرجات على عددها.

طرق إيجاد المتوسط الحسابي:

إذا رمزنا للدرجات بالرمز س فإننا نرمز للمتوسط الحسابي بالرمز سَ وفيما يلي طرق حساب المتوسط:

أ- طريقة حساب المتوسط من الدرجات الخام:

عند حساب متوسط الدرجتين ٨، ١٠ فإننا نجمع هاتين الدرجتين ونقسم الناتج على ٢ فيكون المتوسط هو

۹ =
$$\frac{1 \cdot + \wedge}{Y}$$
.
و عليه يمكن القول بأن:

حيث محس هو مجموع الدرجات، ن هي عدد الدرجات

مثال (٤ - ١):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

الحل:

$$\frac{9+79+7+7+17+1}{7} = \frac{1}{7}$$

$$17 = \frac{1}{7}$$

ب- إيجاد المتوسط الحسابي للبيانات المبوبة:

نلاحظ من مثال (١) أن عملية إيجاد المتوسط الحسابى لعدد قليل من الدرجات هي عملية بسيطة، أما إذا كان عدد الدرجات كبيرا فإننا نضع هذه الدرجات في صورة توزيع تكرارى، وقد يكون هذا التوزيع بسيطا أو ذات فنات حسب عدد المفردات وتشتتها. وفيما يلى طرق حساب المتوسط من التكرارات ذات الفنات:

١- إيجاد المتوسط الحسابي لتوزيع تكرارى بسيط:

مثال (٤ - ٢):

أوجد المتوسط الحسابي التكراري التالي:

11	1 •	9	٨	٧	٦	٥	الدرجات (س)
۲	٥	٦	٥	٦	ź		التكرارات (ك)

الحل:

نحدد عدد الدرجات (ن) و هو فى هذه الحالة يساوى مجموع التكرارات (ن = محك). ثم نوجد حاصل كل درجة فى تكرارها (س×ك) ثم نجمع الناتج (محـ س ك) ثم نقسم حاصل الجمع على عدد المفردات فنحصل على المتوسط الحسابي.

$$\lambda, \cdot \vee = \frac{\gamma \cdot \gamma}{r} = \omega$$

جدول ($^4 - 1$) الدرجات والمتكرارات وحاصل ضرب س \times ك

س×ك	ك	س س
١.	Y	٥
Y £	ŧ	٦
£ Y	٦	٧
٤,	•	٨
0 1	1	9
٥.	٥	1.
77	۲	11
7 £ 7	۳.	

٢- إيجاد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري ذا الفنات:

إذا كان التوزيع التكرارى ذا فنات نتبع الخطوات التالية لحساب المتوسط الحسابى:

- نكتب البيانات الإحصائية في صورة فئات متساوية أو غير متساوية.
- نعین التکرارات التی تحدث فی کل فئة ویرمز لها بالرمز كر(التكرار الحادث فی الفئة التی ترتیبها ر).
 - نعین مراکز هذه الفنات ولیکن سر (مرکز الفنة التی ترتیبها ر).
 - نحسب حاصل ضرب س × ك
 - · نوجد المتوسط الحسابي (س) من المعادلة التالية:

مثال (٤ - ٣):

أحسب المتوسط الحسابي للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالي:

Γ	_£0	_£ •	-40	-4.	_ ۲ ٥	_٢.	-10	-1+	_0	ف
	١.	7	۲.	٨	١.	۲.	1 Y	£	١.	스

الحل:

جدول (۲) القنات ــ التكرارات ــ مركز القنات وحاصل ضرب س×ك

س×ك	س	설	ف
۷٥	٧,٥	١.	_0
٥.	17,0	ź	-1.
۲1.	14,0	17	-10
٤o.	44,0	۲.	_ 7 •
440	Y V , 0	1.	_ ۲ 0
۲٦.	44,0	٨	_٣.
٧٥.	TV ,0	٧.	_70
400	£ Y, o	٦	- ٤ •
٤٧٥	£ V, o	1.	0 10
YA • •		1	

مثال (٤ – ٤):

أحسب المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالي:

الحل:

س×ك	س	ك	ف
940	97,0	١.	_9 .
9 7 0	97,0	١.	_90
۲.0.	1.7,0	٧.	-1
1.70	1.7,0	1 .	-1.0
770.	117,0	۲.	-11.
740.	117,0	٧.	-110
1770	177,0	١.	170 _ 17.
1.40.		1	

مثال (٤ – ٥):

أوجد المتوسط الحسابي لدرجات التوزيع التكراري التالى:

-9.	-40	-۸۰	-Y0	-Y •	-70	-4.	00	_0,	- 20	_£ .	ف
۲	٤	۲	ŧ	1.	17	1.	٨	٨	٤	۲	٤

الحل:

جدول (٤ - ٤) ف، ك، س، س × ك

س×ك	س	실	ف
٨٥	٤٢,٥	۲	_£ +
19.	£ ٧,٥	£	_ £ 0
٤٢.	07,0	٨	_0,
٤٦.	٥٧,٥	٨	_00
770	77,0	١.	-1.
۸۱.	۵۷,۵	17	-10
V Y 0	٧٢,٥	1.	_Y •
٣١.	٧٧,٥	ź	-٧٥
١٦٥	۸۲,٥	۲	-۸۰
٣٥٠	۸۷,٥	ź	-40
۱۸٥	97,0	۲	_9 .
2770		7.7	

ج- إيجاد قيمة المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات:

فى هذه الطريقة نختار متوسطا فرضيا (أ) ثم نحسب قيمة انحراف الدرجات (ح) عن هذا المتوسط الفرضى أى أن:

$$J = m_c - 1$$

فإذا كان لدينا القيم س، س، س، س، س، سن

فإن الانحرافات الناتجة يمكن الرمز لها بالرموز ح١٠ ح١٠ ح٠ حن

مجموع الانحرافات = ح، + ح، + ح، +
$$\dots$$
 + ح

$$\Delta = \Delta = (\omega_1 - i) + (\omega_1 - i) + (\omega_1 - i) + (\omega_2 - i) + (\omega_2 - i) + (\omega_1 - i) + (\omega_2 - i) + (\omega_2 - i) + (\omega_2 - i) + (\omega_1 - i) + (\omega_2 - i$$

ويمكن إيجاد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام أو التوزيعات التكرارية البسيطة أو التوزيعات التكرارية ذات الفنات.

١- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام: مثال (٤ - ٢):

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية:

0, 5, 8, 3, 1, 7, 11, 8, 1, 11

الحل:

نفرض أن المتوسط الفرضي هو ٨.

ثم نحسب الانحر افات ونوجد مجموعها كما هو مبين بالجدول التالي:

جدول (٤ - ٥) الدرجة - ح

ζ	س
٣_	۰
٧_	٦
1	٩
£_	£
	٨
0_	۳
٣	11
1	4
4	١.
£	17
٣_	
٣-	المجموع

٢- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية السبطة:

يمكن إيجاد قيمة المتوسط الحسابي في هذه الحالة باستخدام المعادلة:

مثال (٤ - ٧):

أوجد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي مستخدما بطريقة الانحرافات:

١.	٩	٨	Υ	٦	٣	س
٦	٤	۲	١.	۲	٤	설

الحل:

نفرض أن المتوسط الفرضى هو V ثم نحسب انحر افات الدرجات عن هذا المتوسط الفرضى ونكمل الحل كما هو موضح في الجدول (3-7).

جدول (2 - 7) الدرجات، التكرارات، الانحراف عن المتوسط، ح \times ك

ح×ك	ح	গ্র	س
۸_	۲_	٤	٥
٧_	١	٧	٦
•	•	١.	٧
۲	١	۲	٨
۸	۲	£	4
1.6	٣	٦	1 •
1.4		47	

$$\frac{1}{1}$$
 + $\frac{1}{1}$ + $\frac{1$

٣- حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من التوزيعات التكرارية ذات الفئات:

يمكن حساب المتوسط بطريقة الانحراف من فنات الدرجات بتحديد مراكز الفنات (منتصفات الفنات) ونختار مركز الفئة ذات أكبر التكرارات على أنه متوسط فرضى ونكمل الحل كما سبق ويمكن اختيار أى متوسط فرضى آخر كما فى المثال (2 - 4).

مثال (٤ - ٨):

أوجد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات للتوزيع التكراري التالي:

11-9	-٧	_0	_٣	-1	ف
٥	1	۲	Y	١	ك
					الحل:

أعتبر أن المتوسط الفرضي هو ٦.

جدول (٤ - ٧) يوضح طريقة حساب المتوسط كما يلي:

جدول (٤ – ٧) الفنات، التكرارات، مراكز الفنات، ح – ح × ك

حر×كر	الانحراقات ح ر	مراكز الفنات	التكرار ك ر	القنات
		س ر		
t_	£_	۲	1	-1
t_	۲_	£	۲	_٣
	•	٦	۲	_0
*	۲	٨	١	-٧
٧.	£	١.	٥	11 - 9
11			11	

$$\frac{\Delta - \sqrt{2}}{\Delta} = \frac{2}{1}$$
 $\frac{\Delta - \sqrt{2}}{\Delta} = \frac{2}{1}$
 $\frac{\Delta - \sqrt{2}}{\Delta} = \frac{2}{1}$

المتوسط الوزنى:

إذا كان متوسط مجموعة من الدرجات هو ٧ ومتوسط مجموعة أخرى من الدرجات ٩ فإن متوسط هذين المتوسطين هو:

فإذا كان لدينا مجموعة من الدرجات عددها ن ا ومجموعة أخرى من الدرجات عددها ن ٢ فإن متوسط متوسطى هاتين المجموعتين هو:

$$\frac{1}{1}\sqrt{100}$$

مثال (٤ - ١٠):

أحسب المتوسط الوزنى للمتوسطات التالية:

$$0 = 1$$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$
 $0 = 1$

Ilaie med lecies (a) =

$$\frac{\dot{0}_{1}\dot{w}_{1} + \dot{0}_{1}\dot{w}_{1}}{\dot{0}_{1} + \dot{0}_{1}\dot{w}_{1}} = \frac{\dot{0}_{1}\dot{w}_{1} + \dot{0}_{1}\dot{w}_{1}}{\dot{0}_{1} + \dot{0}_{1}\dot{w}_{1}} = \frac{\dot{0}_{1}\dot{w}_{1}\dot{w}_{1} + \dot{0}_{1}\dot{w}_{1}\dot{w}_{1}}{\dot{0}_{1}\dot{w}_{1}$$

۲۸

خواص المتوسط الحسابي:

- ا المجموع الجبرى للانحرافات عن المتوسط لمجموعة من الأفراد يساوى صفر. مدح = مد (m-m) = •
- ۲- لأى مجموعة من الدرجات يكون مجموع مربعات الفرق بين الدرجات ومتوسطها أقل من مجموع مربعات الفروق بين الدرجات واى درجة أخرى.
- إذا أضيف لكل درجة عدد ثابت فإن المتوسط يزداد بقيمة نفس هذا
 العدد الثابت

$$1 \pm \omega = \frac{(1 \pm \omega)}{\omega} \pm 1$$

إذا ضربت كل درجة في عدد ثابت فإن قيمة المتوسط الحسابي
 تضرب في نفس هذا العدد الثابت.

- يتأثر المتوسط الحسابي بالدرجات المتطرفة وهذه الخاصية توضيح أهم عيب من عيوب استخدام المتوسط كمؤشر أو كمقياس النزعة المركزية، لأن وجود درجات متطرفة تجعل المتوسط يعطينا صورة خاطئة عن حقيقة تجمع الدرجات.
- تاثر المتوسط بعدد الدرجات وكلما زاد عدد الدرجات زاد تبعا
 لذلك ميل المتوسط الحسابي إلى الاستقرار وقل ميله للتغير.
- ٧- مجموع متوسطى مجموعتين = متوسط مجموع درجات المجموعتين.

۸ـ الفرق بین متوسطی مجموعتین = متوسط الفرق بین درجات المجموعتین.

حساب المتوسط الحسابي باستخدام برنامج SPSS:

(الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية):

من قائمة Analyze في الإصدار العاشر وما بعده، أو قائمة Analyze في الإصدار الثامن وما قبله نختار قائمة Descriptive Statistics.

والغرض من هذه القائمة القيام بالإحصاءات الوصفية (مثل المتوسط، والمنوال، والوسيط، وغير ذلك)، والعمليات التكرارية والاستكشاف العام للبيانات.

و هناك أيضا أمر Crosstabs لعمل الجداول الثنائية و هو مفيد في تحليل البيانات التكرارية و عمل بعض الاختبارات الإحصائية مثل مربع كاي - Chi - و Cohen's Kappa واختبار Cohen's Kappa واختبار

تحليل البيانات:

- 1 اضغط على Statistics (الإصدار الثامن) أو على Analyze (الإصدار التاسع وما بعده) في شريط القوائم.
- Y- اضغط على Summarize (الإصدار الثامن) أو Summarize (الإصدار التاسع وما بعده) وتؤدى هذه العملية إلى ظهور قائمة أخرى تحتوى على:
 - Frequencies •
 - Descriptires
 - Explore •

٣- فإذا كان لدينا مجموعة من الدر جات كما بلي:

٨ŧ	٨٢	٧٧	٧٠	٧٢
۸.	7.7	47	۸٦	٦٨
۸۲	۸٧	٨٩	٨٥	٨٢
AY	٨٥	٨٤	٨٨	۸۹
٨٦	٨٦	٧٨	٧٠	۸۱
٧.	7.1	۸۸	٧٩	٦٩
V 4	۲۸	٦٨	٧٥	٧٧
٩.	٨٦	٧٨	٨٥	۸۱
٦٧	9.1	٨٢	٧٣	٧٧
۸۰	۸۷	٨٦	٨٦	۸۳

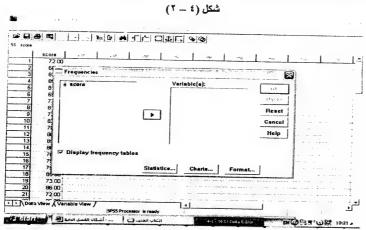
وهذه الدرجات تمثل درجات ٥٠ طالب في اختبار مادة تطبيقات الحاسب الألي، والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الدرجات.

- نقوم بإدخال البيانات كمتغير واحد أسمه Score مثلاً فيكون لدينا خمسين حالة Case كل حالة تمثل بصف أفقى row فى شاشة مدخل البيانات View
- ٥- لحساب المتوسط الحسابي من قائمة Analyze نختار Analyze ومن القائمة المصدلة نختار Frequencies.

شکل (٤ – ١)



فتظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل (٤ - ٢) فنقوم بنقل المتغير Score إلى المربع Statistics.



فتظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل (٤ - ٣):

شکل (۴ – ۳)

1 score		1 1 E B M 1	ici daici 🥏	(
	score	- 21 v gr	Fall Vist	AM ANI	var la	J	1.5
	72 00	Frequencies: Statistic	A 1-01(16-1-11-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-1-	Control of Control	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	e .	
2	68.00	Trequences: Statistic	,		×	3	
3	82.00 89.00	- Percentile Values		Central Tendency		1:	- 1
5	81.00	Cuartiles.			Continue	11	
6	69.00			Mean	Cancel		
7	77.00	Cut points for	equal groups	I" Median		j	
8	81.00	Percentile(s):		Γ Mode	Help	1	
9	77.00	8 1	F			1	
10	63.00	A.Iti	ì	□ Sum		í	
11	70.00	: Ohenge	1	I consider the same of the same			
12	86.00	Henove	1			§ .	
13	85.00	-		∀alues are group:	midpoints		
14	88.00	Dispersion				1	
15	70 00		47 44 4	Distribution		1	
16	79.00	· [" Std. deviation	/" Minimum	☐ Skewness			
17	75 00	☐ Variance	Maximum	← Kurtosis			
18	85.00 73.00	Mange	C S.E. mean				
20	73.00 86.00		The state of the s				
21	72.00						
	View (Varial						
T+1/D#9	Alem V Asus	bla View / SPSS Process	1.1				• 1

ويمكننا من خلال التأشير على مقاييس النزعة المركزية كلها الحصول على قيمتها بالنسبة للمتغير Score فبالتأشير على المتوسط Mean، والوسيط Median، والمنوال Mode والمجموع Sum ثم الضغط على المربع Ok ثم Ok نحصل على شاشة المخرجات الموضحة في الشكل التالي:

شكل (١ - ١)

Statistics

	SCORE		
١	N	Valid	50
١		Missing	0
١	Mean		79.6400
I	Median		81.0000
١	Mode		86.00
ı	Sum		3982.00

٢ - الوسيط:

الوسيط هو الدرجة التي تتوسط توزيع الدرجات بحيث يسبقها نصف عدد الدرجات ويتلوها النصف الآخر. ويمكن الحصول على الوسيط بأن نرتب درجات المجموعة ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً ثم نأخذ القيمة التي تقع في المنتصف تماماً إذا كان عدد الدرجات فرديا، أما إذا كان عدد الدرجات زوجياً فإن قيمة الوسيط تساوى المتوسط الحسابي للقيمتين الواقعتين في الوسط.

وللوسيط ميزتان هما:

- ان قيمته لا تتأثر بالقيم المتطرفة كبرى أو صغرى كما هو الحال
 في المتوسط الحسابي.
- انه مقياس للوضع ولا يتأثر أساسا بعدد البيانات في التوزيع
 التكراري ولا يتأثر بحجم هذه البيانات ولذلك فإن الوسيط يفضل
 في قياس الوضع للبيانات الإحصائية غير الكاملة من أحد الطرفين.

طرق حساب الوسيط:

يمكن حساب الوسيط باستخدام برنامج SPSS كما وضحنا في الجزء السابق بنفس الطريقة المتبعة في حساب المتوسط الحسابي للبيانات مع التأشير على Median الوسيط.

أ- حساب الوسيط من الدرجات الخام:

ترتيب الوسيط:

٢ - إذا كان عدد الدرجات زوجياً فإن:

مثال (٤ - ٩):

أوجد الوسيط للأعداد الأتية: ٥، ٤، ٣، ٨، ٧

الحل:

ترتب الأعداد ترتيبا تنازليا أو ترتيبا تصاعديا فإذا تم ترتيبها تصاعديا فإنه يمكن كتابتها كما يلي:

1, 3, 0, V, A

ب عدد الدرجات فرديا

∴ قيمة الوسيط = ٥ (و هو العدد الثالث من كلا الطرفين).

مثال (٤ - ١٠):

أحسب الوسيط للأعداد التالية: ٥، ٨، ١٣، ٦، ٩، ١٢ الحل:

ترتيب الدرجات تناز ليا كما يلي:

71, 71, 9, 1, 5, 0

نرتب الوسيط الأول ==

قيمة الوسيط الأول = ٩

ترتيب الوسيط الثاني =

$$\frac{7}{7} + 1 = 3$$

· : قيمة الوسيط الثاني = ٨

ب- حساب الوسيط للتوزيعات التكرارية:

١ - حساب الوسيط باستخدام الرسم:

يمكن إيجاد قيمة الوسيط من تقاطع المنحيين المتجمعين التصاعدى والتنازلي من جدول التوزيع التكراري للبيانات الإحصائية المتصلة بعد وضعها في صورة جدول توزيع تكراري ذو فنات متساوية أو غير متساوية.

مثال (٤ - ١١): أوجد الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

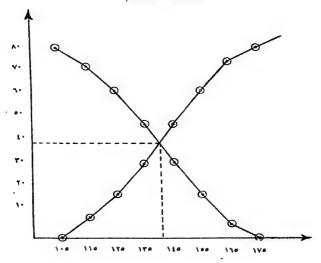
1717.	-10.	-1 5 .	-17.	-17.	-11+	-1	ف
7	14	1 £	17	1 £	١.	٨	(ك

الحل: نحسب كلا من التوزيعين المتجمعين التصاعدى والتنازلي كما هو موضح في الجدول ($\xi - \Lambda$).

التكرار المتجمع التثارلي	الحد الأدنى للفتة فأكثر	التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأدنى للفنة	س ۔	4	J.
٨٠	۱۰۰ فاکثر	صفر	اقل من ۱۰۰	1.0	٨	-1
٧٢	۱۱۰ فاکثر	٨	أقل من ١١٠	110	١.	-11.
7.7	۱۲۰ فاکثر	1.6	أقل من ١٢٠	170	١٤	-17.
٤٨	۱۳۰ فاکثر	٣٢	أقل من ١٣٠	100	17	-17.
77	۱٤٠ فأكثر	٤٨	اقل من ١٤٠	150	1 £	-14+
۱۸	١٥٠ فأكثر	٦٢	أقل من ١٥٠	100	17	_10.
٦	١٦٠ فأكثر	٧٤	أقل من ١٦٠	170	٦	14 17.
صفر	۱۸۰ فاکثر	٨٠	أقل من ١٧٠	140		

ثم نرسم المنحنى المتجمع التصاعدى والمنحنى المتجمع التنازلي كما هو موضح في شكل $(3 - \circ)$ فتكون نقطة تقاطع المنحنيين هي النقطة المقابلة لرتبة الوسيط على المحور الرأسي ولقيمة الوسيط على المحور الأفقى ويتضح من الشكل $(3 - \circ)$ أن قيمة الوسيط هي $(3 - \circ)$.

شكل (٤ ــ ٥) إيجاد الوسيط بالرسم



٢- إيجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي:

لحساب الوسيط من التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى نحسب أو لا ترتيب الوسيط وهو فى حالة الجداول التكرارية للقيم المتصلة (أن) ونحدد الفئة الوسيطية أى الفئة التى يقع فيها الوسيط ثم نطبق المعادلة:

قيمة الوسيط = الحد الأدني للفئة الوسيطية +

ترتيب الوسيط -- التكرار المتجمع التصاعدى السابق للفنة الوسيطية

× طول الفنة الوسيطية

تكرار الفنة الوسيطية مثال (٤ ـــ ٢١):

أحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

										_
0	_t .	_40	_7.	_40	_Y +	-10	-1.	_0	نف	l
٣	٧	٥	١.	٥	40	10	٧.	١.	ন	1

الحل:

جدول (٤ – ٩) ف، ك، التكرار المتجمع التصاعدي

التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأعلى للفنة	설	ف
التساطى			
•	اقل من ه	-	-
1 •	اقل من ۱۰	١.	_0
٣.	أقل من ١٥	٧.	-1.
£0	اقل من ۲۰	10	-10
٧.	اقل من ۲۵	40	_7.
٧٥	اقل من ۳۰	٥	_40
٨٥	اقل من ٣٥	١.	_٣٠
4.	اقل من ٤٠	٥	-40
47	اقل من ٥٤	٧	_£ •
1	اقل من ٥٠	٣	٤٥
		1	

مثال (٤ - ١٣):

إحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالي:

الحل:

-17.	-110	-11.	-1.0	-1	_90	-9 •	ف
1.	٧.	۲.	1 •	٧.	١.	١.	اك

جدول (٤ - ١٠)

التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي لفنات الدرجات

التكرار المتجمع التصاعدى	ন্	ف
33	١.	-9.
٧.	1.	_90
£ •	۲.	-1
0,	1.	-1.0
٧.	٧.	-11.
۹.	٧.	-110
1	1.	-17.
	1	

٣- إيجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لفنات الدرجات:

نحسب ترتیب الوسیط ثم نحول التوزیع التکراری إلى توزیع تکراری متجمع تنازلی ثم نطبق المعادلة التالیة:

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية

ترتيب الوسيط - التكرار المتجمع التالى للفئة الوسيط

- خطول الفئة الوسيطية

تكرار الفئة الوسيطية

مثال (٤ - ١٤):

ُ أوجد الوسيط باستخدام التوزيع التكراري المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري التالي:

77-71	-44	-47	-40	-77	-41	-19	-17	-10	-17	-11	٩_	٦.
٣	١	٦	٥	٩	٨	77	10	40	۲	٨	£	스

الحل:

جدول (٤ - ١١) التوزيع التكراري المتجمع التنازلي لفنات الدرجات

	00 (000 0	
التكرار المتجمع التنازلي لفنات الدرجات	এ	ٺ
117	£	_9
۱۰۸	۸	-11
1	٦	-17
4 £	Y 0	-10
4.4	10	-17
0 \$	4.4	_19
44	٨	-41
7 £	4	_47
10		_40
١.	٦	-44
1,1	i i	_79
, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	,	TT _ T1
	117	

117

$$1A,Y = 1A \frac{11}{10} = \frac{2}{10} - 19 = \frac{2}{10}$$

مثال (٤ - ١٥):

أحسب الوسيط للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالى:

_ 9 ·	-۸۰	-4.	.۲۰	_0,	_£ ,	-٣٠	_7.	-1.	ف
0	١.	١.	٧.	10	10	١.	١.	٥	শ্ৰ

الحل:

جدول (٤ - ١٢) التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي

التكرار المتجمع التنازلي	এ	ف
1	•	-1.
90	1 •	-7.
٨٥	1.	_٣.
٧٥	10	_£ ,
٦,	10	
t o	۲.	-4.
	.1 •	V •
10	1.	٠٨٠
0	٥	14.
	1	

خواص الوسيط:

- ۱- يقع الوسيط في أي توزيع تكراري عادى بين المتوسط الحسابي و المنوال.
 - ٢- يتأثر الوسيط بالدرجات الوسطى ولا يتأثر بالدرجات المتطرفة.

٣- المنوال: Mode

المنوال هو أكثر التكرارات شيوعا في التوزيعات التكرارية وهو أقل مقاييس النزعة المركزية استعمالاً.

طرق حساب المنوال:

أ- حساب المنوال من التوزيعات التكرارية البسيطة:

مثال (٤ – ١٦):

أحسب المنوال للتوزيع التكراري التالى:

9	٨	٧	7	٥	ŧ	٣	۲	س
٥	۲	٣	1 £	٦	٥	٨	٧	<u>ڭ</u>

يتبين من الجدول السابق أن أكثر الأرقام تكراراً هو الرقم ٦.

: المنوال = ٦.

ب_ حساب المنوال من المتوسط والوسيط:

يمكن استخدام العلاقة التالية في حساب قيمة المنوال.

قيمة المنو ال $= T \times \text{lle mud} - T \times \text{lla re md}$

مثال (٤ - ١٧):

أحسب المنوال لتوزيع تكراري لفئات درجات متوسطها ١٥ والوسيط ١٣.

الحل:

تكرار الفنة المتوالية + تكرار الفنة قبل المتوالية

× طول القنة

أحسب المنوال من الجدول التكراري التالي:

ſ	-17.	-17.	-10.	-11.	-17.	-17.	-11.	-1	<u>i.</u>
ł	۲	٥	٩	10	47	۲.	1 £	٨	설
L									2 . 24

الحل:

نلاحظ أن الفنة المقابلة لأكبر تكرار هى (١٣٠-) وأن تكرار الفئة قبل المنوالية هو ٢٠ وتكرار الفنة هي ١٠.

$$1. \times \frac{10}{7. + 17.} = 10.$$

$$1. \times \frac{10}{7. + 17} = 10.$$

د- حساب المنوال عن طريق الرسم:

يمكن حساب المنوال عن طريق رسم المدرج التكرارى للفئة المنوالية والفئة قبل المنوالية والفئة بعد المنوالية فقط ولحساب المنوال بهذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:

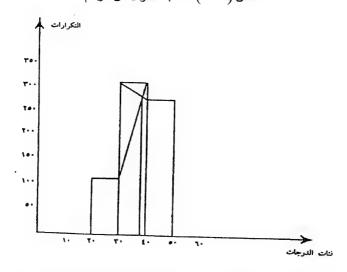
- أ- نرسم مدرج تكرارى للفنة المنوالية والفئة التي قبلها والفنة التي
 بعدها فقط.
- ب- نصل الطرف الأيمن لقمة الفئة قبل المنوالية بالطرف الأيمن لقمة
 الفئة المنوالية بخط مستقيم.
- ج- نصل عموداً من نقطة تقاطع الخطين الذين تم توصيلهما كما سبق على المحور الأفقى (الخاص بفنات الدرجات) فتكون قيمة المنوال التي يعبر عنها موقع سقوط هذا العمود على المحور الأفقى كما هو موضح في المثال التالي:

مثال (٤ - ١٩): أوجد قيمة المنوال للتوزيع التكرارى التالى باستخدام الرسم:

		,				
-4.	_0,	_£ •	-٣٠	- 7 •	-1.	ف
٧.	17.	۲۸.	77.	14.	1	٤

الحل:

من الرسم يتضح أن المنوال =
$$\Upsilon V = 0$$
 شكل (٤ - Υ) حساب المنوال من الرسم



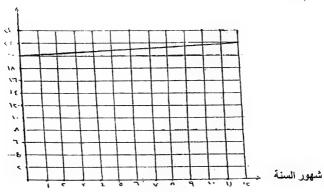
و هذه النتيجة تتفق مع قيمة المنوال المحسوبة من الرسم.

خواص المنوال:

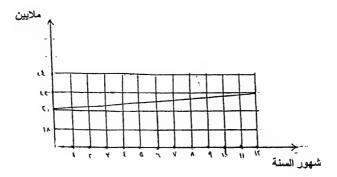
- ا- لا يتأثر المنوال بالدرجات المتطرفة والوسطى فى التوزيع التكرارى
 وإنما يتأثر بالتكرارات عندما تبلغ نهايتها العظمى بالنسبة لفئة معينة من
 الدرجات.
- ۲- يتأثر المنوال بعدد فنات التوزيع التكرارى ومداها فإذا قل عدد الفنات زاد طول الفئة وزاد تكرارها بالنسبة لنفس التوزيع التكرارى وعليه فإن المنوال يخضع لاختيار عدد الفنات ومداها.
- ٣- يمكن تعدد قيم المنوال وذلك عندما يكون لدرجتين أعلى التكرارات
 بحيث يكون تكرار هما متساويان.

الرسوم البيانية الخادعة:

إذا أردنا إعداد رسم بياني يوضح أن زيادة معدل الدخل القومي خلال عام كانت ١٠ %.



شكل (٤ - ٧) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خلال عام

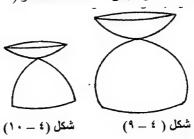


شكل (٤ -٨) معدل الزيادة في الدخل القومي بالجنيهات خلال عام

وبالرغم من أن الشكلين (2 – 4)، (3 – 4) يوضحان نفس معدل زيادة الدخل القومى إلا أن تأثير كل منهما يختلف عن الآخر، فالشكل (3 - 4) يوحى بأن الزيادة أكبر منها في الشكل (3 – 4).

الصور التوضيحية الخادعة:

عند مقارنة الأجر الأسبوعي لعاملين أحدهما في بلد غنى والآخر في بلد فقير، وكان أجر الأول 7 جنيه في الأسبوع وأجر الثاني 7 جنيه في الأسبوع أيضاً فإن الشكل التوضيحي لذات الدخل الأكبر (2-9) يظهر كانه أكبر من ضعف الشكل التوضيحي لذات الدخل الأصغر (2-9).



كيف نتحقق من الأساليب الإحصائية المستخدمة:

للإجابة على هذا السؤال نحاول الإجابة عن الاسئلة التالية:

- ۱- ما مدى تحيز الباحث للبيانات التى يجمعها؟ فمن الممكن أن يجمع
 الفرد المعلومات المفضلة بالنسبة له ويتجاهل المعلومات التى لا
 يريدها.
- ۲- كيف توصل الباحث إلى المعلومات التى جمعها؟ فى أحد استطلاعات الرأى قامت به مجلة تجارية بولاية شيكاغو الأمريكية، تم إرسال الإستبيانات إلى ١٢٠٠ شركة كبرى تسألها فيها عن مدى ارتفاع الأسعار بهذه الشركات.

تمارين على الفصل الرابع

(1 - 1) أوجد المتوسط الحسابى والوسيط للأرقام التالية:

i_ V, Y1, P, 11, A

ب درا، ۱۰۲، ۱۰۶، ۳،۱۰ ۱۱۱، ۱۱۱، ۱۰۲

- ۲۲، ۳۲، ۲۲، ۲۰، ۹، ۸۱، ۵۳، ۲۱، ۳۳، ۲۳ - ۳۲، ۳۲، ۳۲، ۲۰، ۱۹، ۵۳، ۲۱، ۳۳، ۲۳

(٤ - ٢) أحسب المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي:

77	۲.	١٨	١٦	١٤	١٢	١.	٨	الدرجة (س)
0	٣	0	1.	10	٥	٤	٥	التكرار (ك)

ثم أحسب الوسيط والمنوال.

($\xi - T$) احسب المتوسط الحسابي والوسيط من التوزيع التكراري التالى:

-£• £0	-40	-٣.	-40	-Y ·	-10	-1.	_0	فئات الدرجات (ف)
٦	1.	18	18	۲.	٦	1.	٨	التكرارات (ك)

ثم استنتج المنوال.

(٤ - ٤) باستخدام الرسم أحسب الوسيط للتوزيع التكراري التالى:

-17 7.	-11	-17	-1.	-۸	٦-	-£	-4	ف
10	١.	1 •	۲.	٧.	١.	١.	0	اك

(٤ $- \circ$) إحسب المنوال بالرسم للتوزيع التكراري التالى:

	_£ •	-٣0	-٣٠	-40	-7.	-10	-1.	_0	ف
ĺ	1.	١.	١.	۲.	۲.	١.	١.	١.	ك

(٤ - ٦) الجدول التالي يبين توزيع درجات ٢٠٠ تلميذ في امتحان الرياضيات بالصف الأول الثانوي

-A •	٧.	_7.	_0,	_£ ·	-٣٠	_7.	-1•	فئات الدرجات
	5.	٣.	۸.	1.	0	0	١.	스
1 .								11 11 .

و المطلوب:

_1 حساب المتوسط الحسابي.

ب- حساب الوسيط.

ج- حساب المنوال.

قارن بين القيم المتوسطة الثلاثة السابقة

هـ حساب معامل الاختلاف

بعض المغالطات الإحصائية التى ينبغى على الباحث معرفتها وتجنب الوقوع فيها:

وبعد استعراض مقاييس النزعة المركزية يمكن عرض بعض المغالطات الإحصائية في البحوث.

فبالرغم من الأهمية الكبيرة لنتائج الدر إسات الإحصائية في المجالات النفسية والاجتماعية والتربوية إلا أنها قد تكون مضللة إذا لم يحسن اختيار العينات التي يتم إجراء الدراسات الإحصائية عليها. ومن أمثلة نتائج الدراسات الإحصائية المضللة، الدراسة التي أجريت في المملكة المتحدة لمعرفة ما إذا كان أفراد المجتمع الإنجليزي يعرفون النظام المترى في القياس (السم، المتر، الكم، والجرام، الكيلو جرام وغيرها) كمعرفتهم للنظام الإنجليزي في القياس (البوصه والقدم والباردة والميل والرطل وغيرها) وذلك باستخدام استفتاء ثم تطبيقه بعناية على عينة تمثل الرجال والنساء من خريجي الجامعات بلندن، وأشارت النتائج أن ٣٣% من أفراد العينة لم يسمعوا إطلاقًا عن النظام المترى. ثم طبعت أحد المجلات الأسبوعية استفتاء حول نفس الموضوع وأعلنت على قرانها أن ٩٨% من القراء يعرفون النظام المترى في القياس. وأصبحت هذه النتائج مفخرة لها بعد أن ثبت أن قرانها لديهم القدر الكبير من المعارف العامة.

وهنا نتساءل كيف يمكن أن تختلف نتائج تطبيق الاستفتاء في المرتين بهذه الصورة؟.

وقد حدث هذا الاختلاف في النتائج نظراً لأن الاستفتاء طبق في المرة الأولى على أفراد عينة قد تم اختيارهم بحرص شديد، كما طبق الاستفتاء بالطريقة الفردية وبأسلوب المقابلة المباشرة بين مطبق الاستفتاء وبين المفحوص، أما في المرة الثانية فقد أرسلت المجلة الاستبيانات عن طريق البريد، وبالطبع فإن معظم قراء المجلة الذين لا يعرفون النظام المترى لم يهتموا بإرسال الاستبيانات للمجلة مرة أخرى بعد استكمال البيانات الواردة فيها مما أدى إلى التوصل إلى نتائج مضللة.

فى إعلانات الدعاية للمنتجات المختلفة قد تستخدم بعض نتائج البحوث الإحصائية غير الدقيقة والتى تسهم فى تضليل جمهور المستهلكين. ففى الدعاية لبعض أقراص الحساسية التى تنتجها واحدة من شركات الأدوية، أعلن أن هذه الأقراص قد عالجت نوبات البرد وطبعا استخدمت هذه الأقراص فى حدود ضيقة للغاية قبل الإعلان عنها تجاريا، وقد أشار أحد الأطباء الساخرين بعد سماعه الإعلان الخاص بهذه الأقراص أن هناك حقيقة علمية معروفة وهى أن العلاج السليم باستخدام الأدوية أو الأقراص المختلفة يستمر لمدة سبعة أيام لعلاج نزلة البرد، أما إذا تركت بدون علاج فإنها ستزول تلقائياً فى خلال أسبوع.

وقد أعد المؤلفان هذا الفصل من الكتاب ليوضحا للقارئ كيفية استغلال الإحصاء في الخداع لا لكي يعرفها فحسب ولكن لكي يتعلمها حتى يعى ما يقرأ وما يسمع من نتائج بحوث إحصائية وحتى يتجنب الوقوع في شرك الخدع الإحصائية.

التحيز في اختيار العينة وأثره على النتائج:

إذا كان لدينا برميلاً مملوء بالحبوب الحمراء والبيضاء فإن هناك طريقة واحدة التعرف على عدد الحبوب من كل لون وهي عد جميع الحبوب. أما الطرق الأسهل لمعرفة عدد حبوب كل لون بالتقريب وهي أن تأخذ عينة من الحبوب ونعد الحبوب الحمراء والحبوب البيضاء ونحسب النسبة مقترحين أن هذه النسبة تمثل النسبة في كل الحبوب الموجودة داخل البرميل. وإذا كانت العينة كبيرة بدرجة كافية وتم اختيارها بعناية فإن تمثيلها للمجموع معقولا، أما إذا كانت العينة غير كافية ولم يتم اختيارها بعناية فإنها لن تمثل المجموع تمثيلا دقيقاً ويكون التخمين في هذه الحالة أقل ذكاءً. إن أي نتائج يتم اشتقاقها من عينات صغيرة أو غير ممثلة لله جتمع الأصلى تعد نتائج مضللة ولا يعتد بها.

ونضرب مثالاً آخرا للأثر السالب لعدم تمثيل العينة، وهو عندما ترسل استفتاءات إلى مجموعة من الأفراد وهذا الاستفتاءات إلى مجموعة من الأفراد وهذا الاستفتاءات

هنا تجب الإجابة على التساؤلات التى تتضمنها الاستفتاءات؟ فإن معظم الأفراد الذين يجيبون بالنفى لا يهتمون بالرد وبالتالى يخرجون من العينة. ومن ثم فإنه من الممكن أن تكون نتيجة الاستفتاء أن كل من استجاب وأرسل الإجابة تكون إجابته "نعم" وبذلك لا تكون العينة ممثلة للمجتمع الأصلى تمثيلا صادقا.

وفى مسح شامل للأسر بأحدى المدن حول أنواع المجلات الأسبوعية التى تقرأها الأسرة حيث كان السؤال الأساسى المطروح هو "ما هى المجلات التى تقرأها الأسرة؟".

وقد أشارت النتائج إلى ارتفاع نسبة قراء إحدى المجلات ذات المستوى الرفيع جداً من الناحية الثقافية وإلى انخفاض نسبة قراء إحدى المجلات ذات المستوى الثقافي الأقل. وبالرغم من هذه النتائج فقد كان لدى الناشرين في ذلك الوقت الدلائل الكافية المؤكدة لتوزيع المجلة الثانية بأعداد أكبر بكثير من إعداد توزيع المجلة الأولى.

وقد يكون السبب في ذلك راجع إلى أن الأسر التي كانت ضمن عينة البحث لم يصرح أفرادها بالحقيقة.

وقد صرح احد علماء علم النفس بأن جميع أفراد المجتمع مصابين بالعصابية، وعندما سئل عن أسباب هذا الإدعاء أو عن الأساس الذي بني عليه وجهة نظره اتضح أن جميع اختباراته قد طبقت على أفراد من المترددين على عيادته أي أن العينة غير ممثلة للمجتمع الأصلى بالمرة.

وبعد الحرب العالمية الثانية تم تطبيق استفتاء على عينة من الزنوج في إحدى المدن الواقعة جنوب الولايات المتحدة الأمريكية وقد تضمن الفريق الذي قام بتطبيق الاستفتاء مجموعتين من الفاحصين إحداهما من الزنوج والأخرى من البيض، وقد كان السؤال الرئيسي في الاستفتاء هو "هل ستصبح معاملة الزنوج أفضل أم أسوأ في حالة احتلال اليابان للولايات المتحدة الأمريكية؟". وأوضحت النتائج أن مجموعة الفاحصين الزنوج قد أشاروا إلى أن المعاملة ستكون أفضل وهذه النتائج توضح أن هناك تحيز في الاستجابات لدى المفحوصين يرجع لعدة أسباب أهمها الرغبة في إعطاء الاستجابة التي ترضى

حسن اختيار المتوسط:

فى أحد الدراسات تم حساب متوسط دخل الفرد بالدولار الأمريكى فى إحدى المدن فى دولة نامية فكان مقداره ١٠,٠٠٠ دولار فى العام، وبعد مدة زمنية قدر ها عامان ثم حساب متوسط الدخل مرة أخرى لسكان هذه المدينة فكان مقداره ٢٠,٠٠٠ دولار أمريكى فى السنة. فهل حدث نمو اقتصادى فكان مقداره المدينة خلال عامين مقداره ١٠٠٠% فى الواقع لم يكن هذا التغير الكبير راجع للنمو الاقتصادى؟ إنما كان سبب اختلاف طريقة حساب متوسط الدخل، ففى المرة الأولى تم حساب متوسط الدخل باستخدام المتوسط الحسابى أى تم جمع مقادير الدخول لكل الأفراد ثم قسم المجموع على عدد الأفراد، وفى المرة الثانية تم حساب الوسيط أى أن مقدار الدخل الذي يقع فى المنتصف كان

الدخل أن نحصل على قيمة ثالثة تختلف عن القيمتين السابقتين. فى مثل هذه الدخل أن نحصل على قيمة ثالثة تختلف عن القيمتين السابقتين. فى مثل هذه الحالة نلاحظ أن عدم تحديد نوع المتوسط قد يؤدى إلى نتائج مضللة، فقد أعلنت إحدى شركات الصلب الأمريكية أن متوسط أجر العامل بها قد زاد بنسبة الحدى شركات المصلب الأمريكية أن متوسط أجر العامل بها قد زاد بنسبة معظم العاملين بهذه الشركة كانوا يعملون نصف الوقت عد بداية تعيينهم ولكن بعد عام كانوا يعملون كل الوقت مما أدى إلى زيادة أجرهم بمقدار الضعف. فنسبة زيادة الأجر بمقدار ١٠٧% التى أعلنت عنها للشركة ليست حقيقية.

العينات الصغيرة:

اعلنت إحدى شركات صناعة معجون الأسنان أن ٢٣% من مستعملى نوع المعجون الذى تنتجه الشركة قد تم شفاؤهم من أمراض اللثة التى كانوا يعانون منها وقد أعلنت الشركة هذه النتيجة بإجراء الاختبارات على ١٢ فرد فقط أى أن هذه النتيجة لا يعتد بها.

وهنا نتساءل ما عدد أفراد العينة الذي يكفى لتعميم النتائج؟ وبالطبع يعتمد عدد أفراد العينة على حجم المجتمع الأصلى الخاضع للدراسة. ففى إحدى المجلات الأسبوعية التى تهة. بموضوعات الأسرة ثم نشر معلومة تفيد بأن متوسط العمر الذي يستطيع فيه الطفل أن يمارس المشى هو ١,٤ سنة وهذه النتيجة تجعل كثير من الآباء يصابون بالإحباط إذا لم يتمكن أطفالهم من المشى عند هذه المسن. وفي هذه الحالة يكون سوء الفهم الناتج ليس راجع للمعلومة المنشورة وإنما يكون راجعا إلى القارئ نفسه. وقد طبق أحد اختبارات الذكاء على طفلين خالد ومحمد، حصل خالد على نسبة ذكاء ١٠٨ وحصل محمد على نسبة ذكاء ١٩٧ أي أن نسبة ذكاء أعلى من المتوسط ونسبة ذكاء محمد أقل من المتوسط. ولكن هاتين النسبتين لا تعبران عن الحقيقة لأن اختبار الذكاء المستخدم أهمل عدد كبير من الخصائص مثل القيادة والإبداع والاستعدادات العقاية والمعرفية والعينة المختلفة وكذلك الحكم الاجتماعي.

الفصل الخامس مقاییس التباین (التشتت) Measures of Variability

الفصل الخامس مقاییس التباین (التشتت₎ Measures of Variability

Range المدى المتوسط Mean Deviation (الإنجراف عن المتوسط الإنجراف الربيعي (الأرباعي) Standard Deviation (التجراف المعياري التباين Variance التباين Differential Coefficient Percentiles

كثيرا ما نصدر احكاما تتعلق بفروق بين مجموعتين من الأفراد في قدرة من القدرات أو في سمة من السمات، فإذا طبقنا اختباراً تحصيلياً في مقرر الإحصاء التربوى على مجموعتين من طلبة وطالبات الماجستير بكلية التربية ووجدنا أن متوسط درجات تحصل الطلبة هو 0 ومتوسط درجات التحصيل الدراسي للطالبات في هذا المقرر هو 10، فإنه من الخطأ القول أن جميع الطلبة أفضل تحصيلاً دراسياً في الإحصاء التربوي من الطالبات دون التعرف على الفروق الفردية في المجموعتين فقد تكون درجات الطلبة محصورة بين 10 و 10 درجة ودرجات الطالبات محصورة بين 11 و 12 درجة ولذلك فإن اصدار الحكم على كل طالبة بأنها أقل تحصيلاً من أي طالب من مجموعة طلاب وطالبات الكلية يكون غير صحيح لأنه من الواضح وجود عدد منهن أفضل من كل الطلاب. ولذلك الفروق الفردية داخل المجموعتين أكثر أهمية من الفروق بين المتوسطين.

وعندما نستخدم المتوسطات فى المقارنة بين المجموعات فإن المقارنة تكون غير كافية، لأن المتوسط وحده لا يعطى فكرة دقيقة عن خصائص المجموعة. فإذا أخذنا مجموعتين أ، ب كل منهما يتكون من خمس تلاميذ وكانت درجات كل مجموعة منهما فى اختبار تحصيلى لمقرر الرياضيات موزعة كالتالى:

7 4	* V	٣١	40	٣٩	مجموعة (أ)
۲۸	۳.	٣1	٣ ٢	Y£	مجموعة (ب)

فإننا نلاحظ أن المتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين هو ٣٦ والوسيط لكل منهما أيضا هو ٣١ أي أن هاتين المجموعتين من التلاميذ تشتركان في أكثر من متوسط واحد مع ذلك فالفروق بين المجموعتين كبيرة، وذلك لأن المجموعة (أ) تنتشر درجاتها في مدى أوسع من المجموعة (ب) ومعنى ذلك أن الفروق بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة المراد

و على ذلك فإنه ينبغى علينا بالإضافة إلى حساب المتوسط كمقياس للمقارنة بين مجموعتين أن نضع في اعتبارنا أيضا قياس تشتت كل مجموعة، و يقاس تشتت البيانات الاحصائبة بمقابس التشتت التالية:

- ا المدى Range.
- Mean Deviation عن المتوسط ٢-
- ٣- الإنحراف الأرباعي Semi interquartile
- ٤- الإنحراف المعياري Standard Deviation
 - o- التباين Variance
- 7- معامل الاختلاف Differential Coefficient
 - Percentiles المنينيات

وفيما يلي طريقة حساب كل منهما:

۱ - المدى Range:

أ- المدى المطلق:

يعد المدى المطلق من أبسط أنواع مقاييس التشتت ويمكن حسابه كما يلى: المدى المطلق = أكبر عدد - أصغر عدد

وهذا النوع من أنواع مقاييس التشتت لا يعطى معلومات كافية عن انتشار قيم البيانات الإحصائية والسبب فى ذلك أن الأطراف قد تكون أكثر تطرفا عن بقية أفراد العينة. فإذا كان لدينا درجات مجموعة من الأفراد فى اختبار الميول العلمية والأدبية موزعة درجاتهم كما يلى ٣١، ٢٨، ٢٥، ٤٧، ٨٥ فإن مدى الدرجات المطلق يساوى الفرق بين أكبر درجة وأصغر درجة.

أى أن المدى المطلق = ٦٥ - ٢٨ = ٣٧.

وإذا كان لدينا درجات مجموعة أخرى من الطلاب موزعة كما يلى ٨، ١٧، ٢١، ٢١، ٤٥ فإن المدى المطلق في هذه الحالة هو:

المدى المطلق = ٤٥ – ٨ = ٣٧.

وبالرغم من أن التوزيعين لهما نفس المدى إلا أنهما مختلفان فى درجة التشتت التى لا يمكن لهذا المقياس تعيينه. وعند استخدام المدى المطلق للمقارنة بين تشتت مجموعتين فإن المقارنة قد تكون غير معبرة تعبيرا دقيقاً إذا قلنا أن تشتت أحد المجموعات أكبر وأقل من تشتت المجموعة الأخرى.

فمثلاً إذا كانت الأرقام التالية هي نسب ذكاء عشرة أفراد وهي ١٣٠، ١٠٥، ١٠٥، ١٠٥، فإن المدى في هذه الحالة يحسب كما يلي:

المدى المطلق = ١٣٠ _ ٩٩ = ٣١.

فإذا استبعدنا درجة الفرد الأول فإن سيتغير ويصبح $1 \cdot 1 - 99 = V$ وبذلك يتضح أن وجود درجات متطرفة يؤثر تأثيرا بالغا في المدى المطلق كأحد مقاييس التشتت.

ب- المدى المقيقى:

- - يحسب المدى المعتبيقى جاضافة واحد صحيح إلى المدى المطلق فمثلا إذا كانت هذاك فئة درجات ٥ ـ ١٠ فإن:

المدى المطلق لهذه الفئة هو ١٠ ــ ٥ = ٥

ما المدى المعقبلي فهو ٥ + ١ = ٦

لأن درجات هذه الغنة هي ٥، ٦، ٧، ٨، ٩، ١٠ وهذا يبين أن المدى الحقيقي يزيد عن المدى المطلق بمقدار واحد صحيح.

:Mean Deviation begin of "The "

هو أحد مقاييس التشتت الهامة والتي تستخدم في التعرف على مدى تجانس مجموعة من الدرجات، لأنه كلما كانت قيم الدرجات متجانسة كانت الغروق بينها صغيرة وكاتت انحرافات قيمتها عن متوسطها الحسابي صغيرا أيضا. ويمكن تعيين الانحراف عن المتوسط باستخدام المعادلة التالمية:

Wisconsist Assembly (3) =
$$\frac{-1}{0} \frac{|w - w|}{|w|}$$

حيث ح هي الانحراف عن المتوسط، س تمثل الدرجات، س تمثل المتوسط الحسابي.

مثال (٥ - ١):

إحسب الانحراف عن المتوسط للبيانات التالية: ٧، ١٢، ٥، ٦، ٤، ٣، ٨، ٣.

الحل:

وفيما يلى طريقة حساب الانحراف عن المتوسط(١).

^{(&#}x27;) إس - سُ | تعنى القيمة العديدة الفرق بغض النظر عن إشارة هذا الفرق.

جدول (٥ - ١) حساب الانحراف عن المتوسط ح

5	ح = س _ س	الدرجة س
٦	٦	14
۲	7	٨
1	,	٧
•		7
1	1-	٥
۲	۲_	٤
٣	٣-	٣
٣	٣_	٣
١٨		

$$1 \wedge \frac{|\zeta|}{|\zeta|}$$
 محد $|\zeta|$ $\frac{|\zeta|}{|\zeta|} = 0$

حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكرارى:

يمكن حساب الانحراف عن المتوسط من التوزيع التكراري باتباع

الخطوات التالية:

- ١_ حساب المتو سط الحسابي.
 - ٢ حساب مر اكز الفئات.
- حساب الفروق بين مراكز الفئات والمتوسط (س س).
 - ٤ ضرب الناتج من الخطوة السابقة في التكرارات.
 - ٥ نجمع العمود (س س) × ك
- ٦- نقسم الناتج من الخطوة السابقة على مجموع تكرارات فيكون خارج القسمة هو الانحراف عن المتوسط.

مثال (٥ – ٢):

أوجد الانحراف عن المتوسط للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

٤٠_٣٥	-٣٠	-40	_7.	-10	_1.	_0	ف
٥	٥	۲.	۳۰	۲.	1.	١.	실

الحل

عن المنوسط س - ١) حسباب الانخراف عن المنوسط س س / ح ا س / ـ س	ا ح ا سر ب س ز	٥ - ٢) حساب الانحراف عن المتوسط س - س	جدول (
--	----------------	---------------------------------------	--------

-ب	12 3 0				
س ۔ س ک	س ـ س	س × ك	<u>"</u>	গ্ৰ	ف
177.5	17,75	٧٥	٧,٥	١.	_0
AV, £	A, V £	170	17,0	١.	-1 •
WV. £	T, V £	40.	14,0	٧٠	_10
17,7	1,77	770	44,0	۳.	-4.
77,7	٦,٢٦	00,	44,0	٧٠	_40
117.7	11,77	177.0	77,0	٥	-٣٠
177,7	17,77	187,0	44,0	٥	1 40
717,7		7172,.		1	

٣- الانحراف الربيعي Quartile Devation:

يمكن تعريف الانحراف الربيعي (الإرباعي) بأنه القيمة التي تنحرف بها نقط الإرباعي الأول والإرباعي الثالث عن الوسيط.

ويقصد بنقطة الإرباعي الأول هو المنين الخامس والعشرون وهي النقطة التي يقع تحتها ٢٥% تماماً من الدرجات ونقطة الإرباعي الثالث هي المنين الخامس والسبعون وهي النقطة التي يقع تحتها ٧٥% تماماً من الدرجات.

وهاتان النقطتان بالإضافة إلى الوسيط (المنين الخمسين) تقسم التوزيع الكلى للدرجات إلى أربعة إرباعيات ويعرف الكلى للدرجات إلى أربعة اقسام متساوية أو إلى أربعية إرباعيات ويعرف الانحراف الإرباعي باسم نصف المدى الربيعي والمعادلة التالية:

أى أن الانحراف الربيعي (نصف المدى الأرباعي) هو نصف الفرق بين الإرباعين الثالث والأول وفيما يلى خطوات حساب نصف المدى الربيعي:

- ١- نحسب رتبتى الإرباعين الأول والثالث فترتيب الإرباعى الأول إذا كان عدد المفردات أو مجموع التكرارات هو (ن) يكون (ن/ ٤) وترتيب الثالث هو (٣ن/ ٤).
- ٢- نحسب قيمة الإرباعيين الأول والثالث بنفس طريقة حساب الوسيط من
 التوزيعات التكر ارية.

وتستخدم المعادلة التالية في تحديد قيمة الربيع الأول ر ا وقيمة الربيع الثالث (ر٣).

قيمة الربيع (الإرباعي) = الحد الأدنى للفنة الربيعية +

× طول الفنة الربيعية

٣- نحسب نصف المدى الربيعي من القانون:

مثال (٥ - ٣):

احسب الانحراف الربيعي للتوزيع التكراري التالي:

-0.	_£0	_£ •	-40	-4.	-40	-Y•	-10	-1.	ف
00									
١.	۲	1 £	١٤	١٨	٧.	14	٦	٤	[ق

الحل:

يحسب جدول التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي كما هو موضح بالجدول (٥ - ٣).

التصاعدي	المتجمع	التكراري	التوزيع	(" -	۰ (۰ -	جدوإ

التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأعلى للفنة	य	ف
<u> </u>	أقل من ١٥	£	-1.
1.	اقل من ۲۰ اقل من ۲۵	14	-10
¥ ¥	اقل من ۳۰	٧.	_ 7 0
٧.	أقل من ٣٥	1 / 1 / 1	
V £ A A	اقل من ٠ ٤ اقل من ٥ ٤	1 1	_£,
۹.	أقل من ٥٠	, 4	_
1	أقل من ٥٥	1	

و هو أحد مقاييس التباين أو التشتت ويرمز له بالرمز ع في حالة حسابه للمجتمع الأصل فسنرمز له بالرمز σ (ينطق الرمز σ سيجما).

أ- طريقة حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام:

لحساب الانحراف المعيارى نتبع الخطوات التالية:

- يحسب المتوسط الحسابي.
- تحسب الانحرافات عن هذا المتوسط.
- تحسب مربعات الانحرافات عن المتوسط.
- نوجد مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط.
- نحسب متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط.

ثم نوجد الجذر التربيعي للناتج فيكون هو الانحراف المعياري.

مثال (٥ – ٤):

أحسب الانحراف المعيارى للدرجات التالية:

7, 7, 3, 7, .1

$$1 + \frac{77}{1}$$

$$1 + \frac{77}{1}$$

$$2 = \pm \frac{77}{1}$$

$$\forall \lambda \forall \pm 0$$
 $\forall \pm 0$
 $\forall \pm 0$
 $\forall \pm 0$

جدول (٥ - ٤) حساب الانحراف المعياري من الدرجات

ح ۲	ح	س
٩	٣-	4
٤	۲_	٣
, ,	1-	٤
,)	٦
40	٥	١.
٤٠	•	70

مثال (٥ - ٥) أحسب الانحراف المعيارى للدرجات التالية:

Yz	~	س
9	Υ-	٥
	1-	Υ
	•	٨
	١	٩
	~	11

مثال (٥ – ٦):

أحسب الانحر اف المعياري للدرجات التالية:

$$\frac{1}{2}\sqrt{\pm e}$$
 $= \frac{\pi \circ}{\circ}$ $= \frac{\pi}{2}$

77	ح	س
£	۲-	٥
		٧
	,	٨
1	1-	٦
٤	۲	٩
1.		70

ب- حساب الانحراف المعياري من جداول التوزيع التكراري:

١ - حساب الانحراف المعيارى للتوزيعات التكرارية البسيطة:

لحساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة في صورة توزيع تكراري بسيط فإننا نتبع الخطوات التالية:

١ ـ نحسب المتوسط الحسابي للبيانات.

مثال (٥ – ٧):

						• (, 0—
١.	٩	٨	٧	٦	0	٤	الدرجات
۲	٣	17	٨	١	٤	0	ك

ح ۲ ك	ح۲	ح	س ك	<u>5</u>	س
٤٥	٩	٣_	٧.	٥	٤
17	£	۲_	٧.	£	
١	1	1-	٦	١	٦
•		•	۲٥	٨	V
17	١١	١	97	١٢	
1 Y	£	۲	1 44	٣	4
۸۰	٩	٣	٧.	۲	1.
1 + £			710	٣٥	المجموع

$$V = \frac{Y + 0}{T0} = \frac{2 \omega}{\omega} = \omega$$

$$1, \forall Y \pm = Y, 9Y = \frac{1 \cdot \xi}{ro}$$
 $/\pm = \frac{4}{ro}$ $/\pm = \xi$

٢- حساب الانحراف المعياري من البيانات المبوية ذي الفنات:

في هذه الحالة نتبع الخطوات التالية لحساب الانحراف المعياري:

- ١- نحسب مراكز الفئات، ثم نحسب المتوسط الحسابي ونحسب انحر افات مراكز الفئات عن هذا المتوسط.
- ۲- نضرب تكرار كل فنة فى انحرافها عن المتوسط، ثم نجمع
 حواصل الضرب جمعا جبريا (أى نراعى فيه الإشارات).
- ٣- نضرب تكرار كل فئة في مربع انحراف مركزها عن المتوسط ثم نجمع الناتج.
 - ٤- نستخدم المعادلة التالية في حساب الانحراف المعياري:

$$\frac{2}{2} = \pm i \times \sqrt{\frac{2^{7} \text{ b}}{2}} - \frac{2^{17} \text{ b}}{2} - \frac{2^{17} \text{ b}}{2} \times i \pm \frac{2}{2} = \frac{2}{2} \times i \pm \frac{$$

أوجد الانحراف المعيري للبيانات المبينة في الجدول التالي:

٠٥,	-50	٠٤٠	-40	-٣٠	_70	-7.	فب
11	77	40	۲.	١٢	٦	٤	브
L	<u> </u>						الحل:

2 ف س ك س YT. Y-14.7-9. 44,0 ٤ - ٢ . 445,49 V4.A-17, "-170 Y V. 0 -40 177,19 44.0 1 1 - 4 . ٦٨,٨٩ 99.7-۸,٣. 44. -40 47,0 ۲. 1 . , 19 77-٣.٣_ V0. _£ . 1.7 1.77.0 14.0 40 4,89 17.0 - 10 11.14 1 1 4 7 . 1 ٦,٧ 1.10 £ 4,0 4 4 04.0 _0. 0,440 11 10.0, 49 177, 19 144,4 11,4 £ . A . ٤_

$$\xi \cdot , \wedge = \frac{\xi \cdot \lambda \cdot}{1 \cdot \lambda} = \omega$$

$$3 = \frac{1}{\sqrt{1 \cdot 1}} - \frac{1}{\sqrt{1 \cdot 1}} = \frac{1}{\sqrt{1 \cdot 1}}$$

ج- حساب الانحراف المعيارى بالطريقة العامة:

تعتبر الطريقة العامة لحساب الانحراف المعيارى من أدق طرق الحساب لانها لا تعتمد على الانحراف بطريقة مباشرة. وهذه الطريقة تستخدم في حالتي الدرجات الخام والتوزيعات التكرارية.

- استخدام الطريقة العامة في حساب الانصراف المعياري من
 الدرجات الخام: في هذه الطريقة نتبع الخطوات التالية:
 - ٢ نحسب متوسطات الأعداد.
 - ٣- نسحب مربعات الأعداد.
 - ٤ نحسب مربع متوسطات الأعداد.
 - ٥- نطبق القانون.

مثال (٥ – ٩):

الانحراف المعياري للدرجات التالية:

(، ٢، ٣، ٤، ٦، ١١، ١٢، ١٦، ٢٢، ٣٣، باستخدام الطريقة العامة

الحل:

س ۲	س
1	1
٤	4
4	٣
44	٦
171	11
1 £ £	1 7
707	17
£A£	* *
0 7 9	44
1041	17

٢- استخدام الطريقة العامة في حساب الانحراف المعياري في التوزيعات التكرارية:

في هذه المالة تصبح صورة المعادلة كما يلي:

ومثال (٥ – ١٠):

يوضح طريقة استخدام المعادلة السابقة في إيجاد الانحراف المعياري للتوزيع التكراري البسيط.

مثال (٥ - ١٠) أحسب الانحراف المعياري للتوزيع التكراري التالي:

٨	٧	٥	٤	٣	۲	٦	س
۲	۲	٣	7	0	٤	٣	أى

س'ك	س'	س × ك	এ	س
1.4	7" "	١٨	٣	٦
١٦	٤	٨	ź	۲
٤٥	٩	10	٥	٣
47	17	7 £	٦	£
٧٥	70	10	٣	٥
4.6	٤٩	1 1 1	۲	٧
١٢٨	7 £	17	٧	٨
0 77		11.	70	

الحل:

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 = 0.5$$

$$0 =$$

خواص الانحراف المعيارى:

- باغلب الانحراف المعيارى أهم مقياس من مقاييس التباين لارتباطه
 باغلب المقاييس الإحصائية مثل معاملات الالتواء والتفرطح
 والارتباط والدرجات المعيارية كما سيتضح فيما بعد.
- ٢- للانحراف المعيارى قيمتان إحداهما سالبة والأخرى موجبة لأن قيمة الانحراف المعيارى هى الجذر التربيعى لكل من متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط مطروحاً من مربع متوسط الانحراف. ويرتبط هذا التعريف بالأسس الإحصائية التى اعتمدنا عليها فى حساب قيمته.

وبما أن القيم العددية للانصراف المعيارى ترتبط بحساب الجذر التربيعى. إذن فالعلامات الجبرية لهذه القيمة قد تكون سالبة وقد تكون موجبة لأن مربعات الأعداد السالبة أو الموجبة تكون دائماً موجبة.

+٣ع +٢ع +١ع م ١٠٠ -٢ع -٣ع

- ٣- يتاثر الانحراف المعيارى تأثراً شديداً بالدرجات المتطرفة فى التوزيع التكرارى نظراً لاعتماده المباشر على مربعات فروق الدرجات المتوسط الحسابى. وعلى ذلك فالانحراف المعيارى يتأثر بمتوسط الدرجات المتطرفة فى التوزيع التكرارى.
- إذا أضيف عدد ثابت أو حذف عدد ثابت إلى جميع درجات توزيع
 تكر ارى فإن قيمة الانحر إف المعياري لهذا التوزيع لا تتغير

٥- التباين: Variance

التباين هو متوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط أى أنه مربع الانحراف المعيارى (ع) والتباين هو أهم مقاييس التشتت لأنه يعتمد على الانحراف المعيارى مباشرة.

التباين الوزنى:

هو تباين مجموعتين أو أكثر. ولحساب تباين مجموعتين نتبع الخطوات التالية:

١ - نحسب المتوسط الوزني:

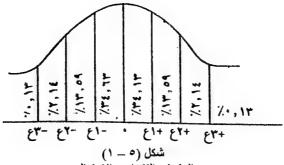
$$\frac{0.001 + 0.001}{1000} = \frac{0.001}{0.000}$$

٢- نحسب مربعات الغروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط الوزنى
 كما يلى:

$$\tilde{v}_{1} = (\tilde{w}_{1} - A)^{T}$$
 $\tilde{v}_{2} = (\tilde{w}_{1} - A)^{T}$
 $\tilde{v}_{3} = (\tilde{w}_{1} - A)^{T}$
 $\tilde{v}_{1} = (\tilde{v}_{2} + \tilde{v}_{3} + \tilde{v}_{3} + \tilde{v}_{4} + \tilde{v}_{5} + \tilde{v}_{5} + \tilde{v}_{5})^{T}$
 $\tilde{v}_{1} = \tilde{v}_{2} + \tilde{v}_{3} + \tilde{v}_{3} + \tilde{v}_{4} + \tilde{v}_{5} + \tilde{v}_{5}$

معنى التشتت في المنحنى التكراري الاعتدالي:

إذا كان المتوسط الحسابى من الدرجات هو (m) والانحراف المعيارى لها هو (3) وكانت الدرجات موزعة توزيعاً إعتدالياً فإننا نجد أنه إذا ابتعدنا عن المتوسط الحسابى بمقدار +1 انحراف معيارى فإن 70 من البيانات الإحصائية فى هذا التوزيع سوف تقع فى هذه المساحة ونجد أن حوالى 70 من درجات أفراد المجموعة تقريباً تنحصر درجاتهم بين m+73، m-73 ويتضح ذلك من الشكل (0-1)، ويمكن استخدام الانحراف المتوسط فى الحصول على مقياس إحصائى بسيط يسمى الخطأ المنوى فى القياس الذى يمكن حسابه من المعادلة التالية:



شكل (٥ - ١) المنحنى التكراري الاعتدالي

٦ ـ معامل الاختلاف:

يستخدم هذا القياس لمعرفة مدى التشابه أو الاختلاف بين مجموعة من القيم ويمكن حساب معامل الاختلاف بقسمة الانحراف المعياري لمجموعة الدرجات على متوسطها الحساس ثم نضرب ناتج خارج القسمة في ١٠٠٠ أي ان:

أحسب معامل الاختلاف للدرجات التالية:

الحل:

$$3 = \pm \sqrt{\frac{\alpha - \sqrt{\gamma}}{0} - \frac{9}{0}} = \pm \sqrt{1 + 2} = \pm \sqrt{\frac{\gamma}{0}} = \pm \sqrt{\frac{9}{0}} =$$

س۲	س
٩	٣
£	۲
17	£
70	٥
44	٦.
٩.	٧.

٧- المئينات: Percentiles

المنينات هى النقط التى تقسم التوزيع التكرارى إلى أجزاء منوية، ويشير المنين إلى مركز الفرد بالنسبة للجماعة التى ينتمى إليها حيث يدل المنين على النسبة المنوية للقيم التى تقع قبل القيمة المطلوبة، فإذا كانت الرتبة المنينية لطالب فى اختبار للتحصيل الدراسى بالنسبة لطلاب فصله هى (٨٠ درجة) فإن معنى ذلك أن ٠٠ % من طلاب الفصل يحتلون مكانا أقل من المكان الذى يحتله هذا الفرد, ومعنى ذلك أنه كلما زادت الرتبة المنينية للدرجة كلما دل ذلك على أنها درجة كبيرة نسبياً لدرجات المجموعة.

خطوات حساب المنين:

الدرجة المنين في المجموعة =
$$\frac{1}{100}$$
 × ك

٢- نتبع نفس الطريقة المستخدمة في حساب الوسيط لإيجاد قيمة المئين. أي
 نقوم بعمل التكر'ر المتجمع التصاعدي ومنه نعرف تكرار الفئة المئينية.

٣ - نحسب قيمة المئين من المعادلة:

قيمة المنين = الحد الأدنى للغنة المنينية + رتبة الدرجة المنينية - التكرار المتجمع التصاعدى السابق للغنة المنينية - طول الغنة -

تكرار الفئة المئينية

مثال (٥ - ١٢):

إحسب المئين ٢٥ والمئين ٨٢ في التوزيع التكراري

A Y o	_Y •	-70	-1.	-00	.0.	- t o	.i.	-40	-4.	-40	٠٢.	-10	1.	_0	ن
٣	4	٧	٨	11	٦	1.4	٩	٨	٧	ŧ	٣	٣	١	١	4

الحل:

حساب المنسبات من التوزيع التكراري

التكرار المتجمع التصاعدي	التكرارات	التكرارات
1	١	_0
۲	1	-1.
0	٣	-10
۸	٣	-7.
17	ŧ	_ ۲ ٥
11	٧	_٣.
**	٨	_40
٣٦	4	-6.
£٨	14	_
o t	٦	_0,
70	11	_00
V Y	٧	-7.
V £	4	-70
٧٧	٣	_Y .
٨٠	۳	_٧٥
	۸٠	

$$\circ \times \frac{1}{\Lambda} + 0 = \circ \times \frac{19.7}{\Lambda} + 0 = 10$$
 قيمة المئين

تحديد الرتبة المنينية المقابلة لإحدى الدرجات:

لتحديد الرتبة المنينية المقابلة لإحدى الدرجات نتبع الخطوات التالية:

١- نحدد الفئة التي تقع فيها الدرجة و الحد الأدني لهذه الفئة.

٢- نحسب التكرار المتجمع التصاعدي للفنة قبل الفنة التي تقع فيها الدرجة.

٣- نحسب عدد درجات الفئة التي تقل عن الدرجة و هو يساوى:

- نجمع التكرار المتجمع قبل الفنة وعدد درجات الفئة التى تقل عن الدرجة فينتج عدد جميع درجات المجموعة التى تقل عن الدرجة المعطاة.
 - ٥- نحسب الرتبة المئينية المطلوبة من المعادلة التالية:

أحسب الرتبة المنينية للارجة ٥٠ للبيانات الموضحة في المثال (٥ – ١٢).

الحل:

- ١- الدرجة ٥٠ تقع في الفئة (٥٠-).
- ٢- التكرار المتجمع للفئة قبل الفئة التي تقع فيها الدرجة ٥٠ و هو ٤٨.
 - ٣- عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن عدد الدرجة ٥٠

$$17 = 17 \times \frac{\mathfrak{to} - \mathfrak{o}}{\bullet} =$$

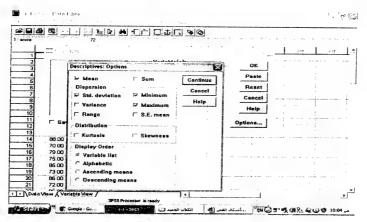
٤- مجموع الدرجات التي تقل عن ٥٠ = ٤٨ + ١٢ = ٢٠.

المنين المقابل للدرجة ٥٠ هو ٧٥.

ولحساب الإنحراف المعيارى باستخدام برنامج SPSS من قائمة Analyze نختار Descriptive فتظهر لنا النافذة التالية (شكل ٥ – ٢):

شکل (٥ - ٢) 4-1 - SPSS Data Editor Edit Wew Data Transform Analyze Graphs Litaties Wind I LE M TH CITE 80 Verlabic[s]: OK Paste Reset ◀ Cancel 10 11 12 13 14 15 70.00 15 79.00 76 00 18 **85 00** 19 73 00

ثم نقوم بالضغط على المربع Options فيظهر لنا النافذة التالية شكل (٥-٣):



شکل (٥ - ٣)

مثال (٥ - ١٤):

من التوزيع التكراري في المثال (٥ – ١٢) أحسب الرتبة المنينية للدرجة ٣٥,٦٣.

الحل:

الدرجة ٣٥,٦٣ تقع في الفئة (٣٥-)

والتكرار المتجمع للفئة قبل الفئة (٣٥-) هو ١٩:

. عدد الدرجات في الفئة التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣.

$$1 = A \times \frac{177}{0} = A \times \frac{70,17}{0} =$$

. مجموع عدد الدرجات التي تقل عن الدرجة ٣٥,٦٣.

ولحساب الانحراف المعيارى باستخدام برنامج SPSS يمكن إتباع الخطوات التالية:

- 1- إذا كانت لدينا درجات خام نقوم بإدخال هذه الدرجات من Data View كمتغير واحد ونسميه Score مثلاً.
- ٢- ثم من قائمة Analyze نختار Descriptives فيظهر لنا النافذة التالية فنقوم
 فيها بنقل المتغير Score للخانة المقابلة.
- "- فنقوم بالتأشير على std. deviation كما هو موضح في شكل (٥ ٣) وهي اختصار كلمة "الانحراف المعياري" Standard Deviation، وبقية مقاييس التشتت مثل المدي Range.
- عد ذلك نضغط على Continue ثم Ok فنحصل على الجدول التالى
 (٥- ٢) الذى يوضع مقاييس التشتت لدرجات ٥٠ طالب فى اختبار
 رياضبات.

جدول (٥ – ٦) Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
SCORE	50	61.00	96.00	79.6400	8.03249
Valid N (listwise)	50				

ويعتبر الانحراف المعيارى من أدق مقاييس المتباين لأنه لا يتأثر بعدد مفردات العينة ولا بالدرجات المتطرفة فيها. وفيما يلى إيجاز لبعض استخدامات مقاييس المتشتت في العلوم النفسية والاتربوية والاجتماعية.

أولاً: استخدامات المدى المطلق:

يستخدم المدى المطلق في الحالات التالية:

- التعرف على الممافة بين أقل درجة وأكبر درجة حتى يمكن اختيار مدى
 الفئة المناسب عند تقسيم هذه الدرجات إلى فئات.
- ٧- يستخدم المدى المطلق عند التأكد من عدم وجود درجات متطرفة أو شاذة
 في مجموعة الأفراد التي تقوم بدراسة تشتت درجاتها.

ثلثيا: استخدامات الانحراف الربيعي

يستخدم الانحراف الربيعي في الحالات التالية:

- ١- الحصول على قياس تقريبي للتباين في وقت قصير.
- ٢- عندما تكون درجات بعض أفراد عينة البحث متطرفة.
- ٣- عندما يكون المطلوب معرفة درجة تمركز الدرجات حول الوسط.
- ٤- عندما يكون المطلوب إيجاد مقياس لتشتت توزيع تكراري مفتوح.

ثالثاً: استخدامات الانحراف عن المتوسط:

يستخدم الانحراف عن المتوسط في الحالات التالية:

۱- عند تقرير أوزان لجميع انحرافات الدرجات عن متوسطها حسب قربها أو بعدها عن المتوسط.

عندما يكون المطلوب إيجاد معامل للتباين أكثر دقة وأقل تأثرا بالدرجات المتطرفة.

رابعا: استخدامات الانحراف المعياري

يستخدم الانحراف المعياري فيما يلي:

- ایجاد معامل دقیق للتباین، حیث یعتبر الانحراف المعیاری من ادق معاملات التباین.
 - ٢- يحسب الانحراف المعياري لاستخدامه في نواحي إحصائية أخرى.
- ٣- يستخدم فى حساب الدرجات المعيارية التى تساعد على المقارنة بين
 أفراد فى مجموعات مختلفة من حيث درجات الاختبارات المختلفة.

وفيما يلى عرض موجز لفكرة الدرجات المعيارية وطريقة حسابها وأنواع هذه الدرجات:

أولاً: الدرجات المعيارية واستخدامها في المقارنة بين درجات الأفراد:

إذا فرضنا أن لدينا تلميذين أحدهما في الفصل (أ) والثاني في الفصل (ب) بالصف الثاني بمدرسة أبي نصر الفارابي الابتدائية بالمدينة المنورة، وأننا على ٨٥ درجة في مادة الرياضيات والتلميذ الأول حصل على ٨٥ درجة في مادة الرياضيات والتلميذ الثاني حصل على ٨٠ درجة في نفس المادة. فإننا لا نستطيع أن نجزم بأن تلميذ الفصل (أ) أفضل من تلميذ الفصل (ب)، ولا يمكن أن يكون لمثل هذه الدرجات التي تسمى درجات خام Raw Scores دلالة دون تحويلها إلى درجات يمكن أن تأخذ في الاعتبار موضع كل تلميذ بين زملاء فصله و هذه الدرجات تسمى بالدرجات المعيارية وفيما يلى طريقة حساب الدرجات المعيارية التي يمكن بواسطتها المقارنة بين الأفر اد.

ثانياً: طريقة حساب الدرجات المعيارية:

يمكن حساب الدرجة المعيارية (<) باستخدام المعادلة التالية:

حيث س هى الدرجة الخام المراد تحويلها إلى درجة معيارية، س هى المتوسط الحسابى للدرجات، ع هو الانحراف المعيارى لهذه الدرجات.

مثال (٥ - ١٥):

إذا حصل أحد التلاميذ على ٨٠ درجة في امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله هو ٧٠ بانحراف معياري قدره ٥.

وحصل تلميذ ثان على ٧٥ درجة فى امتحان اللغة العربية وكان متوسط درجات تلاميذ فصله فى هذا الامتحان ٦٠ درجة بانحراف معيارى قدره ٤ فأى التلميذين أفضل فى تحصيل اللغة العربية؟

الحل:

للمقارنة بين التلميذين الأول والثاني نحول درجاتهما إلى درجات معيارية ثم نقارن.

$$Y = \frac{1}{2} = \frac{4}{2} = \frac{4}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$7.70 = \frac{10}{5} = \frac{7.70}{0} = \frac{10.70}{0}$$
 = الدرجة المعيارية للطالب الثانى

: التلميذ الأول أقل من التلميذ الثاني في تحصيل اللغة العربية.

مثال (٥ – ١٦):

حول الدرجات التالية إلى درجات معيارية:

٥، ٧، ٨، ٩، ١١

الحل:

۲۶	7	س س
9	٣-	0
	1-	٧
		٨
	1	٩
	٣	11
٧.		٤٠

$$2 = \pm \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{1 + \sqrt{2}}}$$

$$3 = \pm \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{1 + \sqrt{2}}}$$

$$4 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$4 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$5 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$4 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$5 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$6 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$7 = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$1,0... = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$1,0... = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2}}$$

$$= 1,0... = \frac{2$$

هذا ويتضح من مثال (٤ – ١٥) أن الدرجات الخام لا تصلح للمقارنة بين الأفراد، أما الدرجات المعيارية فإنها تفيد في عمل مثل هذه المقارنة لأنها تعتبر وحدات مشتركة يمكن تحويل درجات المجموعتين إليها، وبذلك نكون قد حولنا الدرجات جميعها إلى نوع واحد من الدرجات أو نوع واحد من الدرجات

أو نوع واحد من المقاييس مهما اختلفت الدرجات الأصلية. ويمكن تحويل أى درجة خام إلى درجات معيارية إذا عرفنا متوسطها وانحرافها المعيارى. والدرجات التى حصلنا عليها فى مثالى ($^{\circ}$ – $^{\circ}$)، ($^{\circ}$ – $^{\circ}$) تسمى درجات زد ($^{\circ}$ – Score).

ويعاب على هذا النوع من الدرجات أنه قد يكون غير مريح من الناحية العملية نظرا لوجود الإشارات السالبة والإشارات الموجبة ثى هذه الدرجات.

وسيتعرض المؤلفان للدرجات المعيارية وأهم عيوبها بالتفصيل وكذلك الدرجات المعيارية المحولة في الفصل السادس من هذا الكتاب.

استخدامات الرتب المنينية:

- ١- تستخدم الرتب المنينية في الاختبارات النفسية بعامة للتعرف على
 الفروق الفردية في القدرات أو الصفات التي يقيسها الاختبار.
- ٢- يمكن استخدام الرتب المنينية في رسم التخطيط النفسى للأفراد، نظرا لأن الرتبة المنينية تعطى صورة واضحة عن مركز الفرد النسبي في المجموعة التي ينتمي إليها، ولكن ينبغي علينا في هذه الحالة أن نراعي عدم تساوى وحدات القياس المنيني في الرسم.

تمارين على الفصل الخامس

(٥ – ١) أحسب الانحراف المعياري للدرجات التالية:

٥، ٢، ٧، ٨، ٤

(٥ – ٢) أحسب الانحراف المعيارى للبيانات الموضحة فى التوزيع التكرارى
 التالى:

٧٠-٦٠	_0,	_£ ·	_٣ .	_7.	-1.	ف
١.	۲.	۳.	٣.	٧.	1.	2

(٥ – ٣) أحسب المئين ٥٠ والمئين ٩٠ من التوزيع التكراري التالي:

- 11	-14	-1.	-۸	٧.	_£	٢	ف
17							
١.	۳۰	٤٠	٤٠	٤٠	۳۰	1.	설

(٥ - ٤) أحسب الوسيط والمنوال للبيانات المبينة في الجدول التالى:

To_T.	-40	-4.	-10	-1.	_0	ف
1 £	٣.	17	٧.	٣٢	47	থ

ثم أحسب الرتبة المئينية المقابلة للدرجات التالية:

71, 11, 77

(° - °) أحسب الانحراف الربيعي (نصف المدى الإرباعي) للبيانات المبينة في الجدول التالي:

	Y1-1A	_10	-1 Y	-9	۲_	-٣	نف
-	٧.	۳٠	٧.	۳.	٧.	1.	실

(٥ - ٦) أحسب معامل الاختلاف للبيانات الموضحة بالتوزيع التكراري التالى:

	-11· 17·	_9 •	-٧٠	_0,	-٣٠	-1.	ف
Ì	١٥	١.	٧.	۳۰	١.	10	ك

الفصل السادس المايير الإحصائية السيكولوجية للتوزيعات التكرارية Psychological and Statistical Norms For Frequancy Distributions

التوزيع الاعتدالي Normal Distribution أهم المايير الإحصائية النفسية للتوزيعات التكرارية

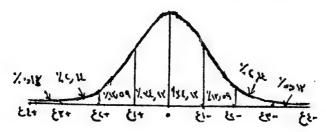
يعتبر تقويم (Evaluation) المعلم لتلاميذه في النواحي التحصيلية والمعرفية والانفعالية المختلفة من أهم مجالات التقويم النفسى والتربوى. ويلجأ المعلم في سبيل ذلك إلى قياس قدرات التلاميذ التحصيلية والعقلية وقياس سماتهم المزاجية أيضا. ويقوم المعلم بهذه العملية، عملية القياس، للتعرف على مستويات (Standards) التلاميذ التحصيلية والعقلية من أجل توجيه عملية التعلم (Learning) المدرسي توجيها سليما بالإضافة إلى التعرف على السمات المزاجية للتلاميذ الذي يساعد على توجيه التلاميذ من النواحي النفسية والتربوية المختلفة. ويستخدم المعلم معيار (Norm) معين لتحديد درجة أداء الفرد بالنسبة لغيره من الأفراد أو بالنسبة للمجتمع الذي ينتمي إليه، وذلك لتحقيق غرض توجيه التعلم المدرسي توجيها سليما.

وفى الحالات التى يستخدم فيها الاختبار لأكثر من مرحلة عمرية أو لأكثر من مستوى تعليمى فإن المعايير ينبغى أن تتدرج حسب مستويات العمر أو الدراسة أو غيرها. فيكون لكل عمر زمنى أو مستوى تعليمى معيار تقاس عليه درجات أفراد العمر الواحد أو المستوى الدراسى الواحد. إن درجات الأفراد فى الاختبارات النفسية والتربوية المختلفة ليس لها معنى إلا إذا كان هناك المعيار الذى يمكن أن نقيس عليه هذه الدرجات ونحدد على ضوء هذا المقياس ما إذا كانت هذه الدرجات مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة عن المستوى العادى للأفراد الذين هم فى سن هذا الشخص وظروفه.

وسيتعرض المؤلفان في هذا الفصل إلى التوزيع التكراري الاعتدالي Normal Distribution قبل استعراض المعايير الإحصائية النفسية بأنواعها المختلفة وطرق استخدامها.

التوزيع الاعتدالي وخصانصه: مقدمة:

إن غالبية الطرق الإحصائية المستخدمة في الإحصاء الوصفى تقوم على أساس افتراض أن المتغيرات الإحصائية تتوزع توزيعا اعتداليا ويتخذ شكل هذا التوزيع الصورة التالية:



شکل (۱ - ۱)

ويسمى الشكل (7-1) بالمنحنى الإعتدالى أو المنحنى المعتدل وهذا المنحنى يلائم جميع المتغيرات الإحصائية التى يكون توزيعها طبيعيا ولكن فى الحياة العملية نلاحظ أن بعض المتغيرات الإحصائية التى تتوزع توزيعا يبتعد عن شكل هذا المنحنى وكلما زاد عدد عناصر العينة التى يأخذها الباحث زيادة كبيرة فإن توزيع هذه المتغيرات يقترب اقترابا كبيراً من التوزيع المعتدل.

المقاييس التي تناسب المنحني الاعتدالي:

يفترض فى البيانات الّتى يجمعها الباحث فى العلوم التربوية والسلوكية والاجتماعية، أن توزيعها يلائم المنحنى الاعتدالى، وهذا الافتراض يقوم أساسا على نظرية النزعة المركزية التى تؤكد أننا إذا اخترنا عددا كبيرا جدا من العينات عشوائيا من المجتمع موضع الدراسة، وكان حجم كل عينة من هذه العينات كبيرا جدا ومساويا لحجم كل عينة من العينات الأخرى التى تم اختيارها عشوائيا.

فإن متوسطات هذه العينات تتوزع توزيعا اعتداليا حول المتوسط الحسابي للمجتمع كله.

وبصفة عامة فإن التوزيع الاعتدالي يتميز ببعض الخصائص العامة والتي يمكن إجمالها فيما يلي:

خصائص المنحنى الاعتدالي:

- 1. يمثل التوزيع الإعتدالي بيانيا بمنحنى جرسى كما هو موضح بأشكال (0-1)، (7-1).
 - ٢- لا يتأثر شكل المنحنى الاعتدالي بعدد العناصر التي تدخل في التوزيع.
- منحنى التوزيع الاعتدالي هو منحنى متماثل حول الخط الرأسي المار
 بنقطة رأس المنحنى أي يوجد ٥٠% من التوزيع على يمين هذا الخط
 الرأسي (محور التماثل) ويوجد ٥٠% من التوزيع على يساره.
- هذا وإذا ابتعدنا عن محور التماثل يمينا أو يسارا بمسافات متساوية فإن التوزيعين على اليمين وعلى اليسار يكون لهما نفس النسبة المئوية.
- يتركز حول محور التماثل في التوزيع الاعتدالي أكبر عدد من البيانات الإحصائية ويقل العدد بالتدريج كلما بعدنا عن محور التماثل يمينا أو يسارا.
- هـ لا يوجد حد أعلى ولا حد أدنى للتوزيع الاعتدالى وكلما ابتعدت العناصر عن رأس التوزيع الاعتدالى كلما زادت فرص حدوثها وكلما اقتربت من ذيل المنحنى بعدا عن محور التماثل كلما قلت فرص حدوث هذه العناصر إلى الحد الذي يمكن فيه إهمالها.
- جميع مقاييس النزعة المركزية (المتوسط الحسابى الوسيط المنوال)
 تقع على نفس البعد من محور التماثل يمينه أو يساره.

المنحنى الاعتدالي المعياري Standardized Normal Curve:

يسمى المنحنى الاعتدالى الذى يرسم باستخدام الدرجات المعيارية للاختبارات التربوية والنفسية المختلفة بالمنحنى الاعتدالى المعيارى. وهذا المنحنى يفيد فى دراسة الإحصاء الوصفى لما يتميز به من خصائص إحصائية. خصائص المنحنى الاعتدالى المعيارى:

- ١- متوسط الدر جات يساوى صفر ١
- ٢- الانحراف المعياري يساوي ١.
- ٣- المساحة المحصورة بينه وبين المحور الأفقى (محور س) تساوى ١,٠٠.

المساحات تحت المنحنى الإعتدالى:

حيث أن المنحنى الاعتدالى يستخدم كثيرا فى التفسير الإحصائى لدرجات الاختبارات النفسية فإن الكاتبين قد أعدا حساب للمساحات التى تقع تحت هذا المنحنى فى جداول خاصة ألحقت بهذا الكتاب يمكن الرجوع إلى الملحق رقم (1).

فى هذه الجداول نلاحظ أن العمود الأول يمثل قيمة الدرجات المعيارية (<)، وهنا تجدر الإشارة إلى أن الدرجات الموجبة فقط هى التى دونت فى الجداول المشار إليها لأن قيم الدرجات السالبة هى نفسها قيم الدرجات الموجبة ما عدا تغيير الاشارة.

أما العمود الثاني في هذا الجدول فإنه يوضح المساحات التي تحت المنحنى الاعتدالي المحصورة بين المتوسط والنقط التي تبين درجات الانحراف المعياري.

والعمود الثالث في هذه الجداول يعطى المساحات تحت المنحنى الاعتدالي والتي تقع خلف درجة معيارية معينة في اتجاه واحد.

ومن هذا الجدول يمكن حساب المساحة الواقعة تحت المنحنى الاعتدالى بين أي درجتين معيارتين.

ولتوضيح طريقة استخدام الجداول المخصصة للمساحات الواقعة تحت المنحنى الاعتدالى بين أى درجتين معياريتين نفترض أننا حصلنا على درجات مجموعة من التلاميذ فى أحد الاختبارات التحصيلية وحولناها إلى درجات معيارية لها توزيع تكرارى معتدل وكان متوسط هذه الدرجات هو ٥٠ والانحراف المعيارى لها هو ١٥ فما قيمة المساحة التى تقع تحت الدرجات التى تزيد عن ٢٦٩.

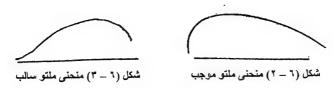
ولحساب قيمة المساحة التي تقع تحت الدرجات التي تزيد عن ٦٦ نحول هذه الدرجة إلى درجة معيارية كما يلي:

$$1, \cdot V = \frac{17}{10} = \frac{0 \cdot - 77}{10} = >$$

وبالرجوع إلى جدول المساحات أسفل المنحنى الاعتدالى فإننا سنحصل على القيمة من العمود الثالث الذى يمثل المساحة خلف الدرجة المعطاة فنجد أن قيمتها في الجدول ١٤٢٣, وهي قيمة أكثر قليلاً من ١٤% من درجات الاختبار التحصيلي في توزيع الدرجات الاعتدالي أي أن هذه النسبة تبين نسبة عدد الحاصلين على أكثر من ٦٦ درجة في التوزيع الاعتدالي لدرجات الاختبار.

الالتواء Skewness:

بعد أن رأينا أهمية التوزيع التكرارى الاعتدالى وعرفنا خصائصه، وتجدر الإشارة إلى أن المنحنى الاعتدالى المعيارى نادر الحدوث من الناحية العملية، ولكننا نحصل عادةً على منحنى إما قريب من التماثل أى قريب من المنحنى الاعتدالى المعيارى أو منحنى ملتو. وقد يكون الالتواء موجبا أو سالبا والأشكال التالية تبين المنحنيات الملتوية الموجبة والسالبة.



ولقياس درجة التواء المنحنى سواء كان هذا الالتواء سالبا أو موجبا فإنه توجد ثلاثة مقاييس للالتواء يمكن استخدام أى منها. وهذه المقاييس يرمز لها بالرموز ت، ت، ت، على الترتيب. ويمكن حساب كل منها كما يلى:

وهذه المعادلة أيضا تسمى معامل بيرسون الأول للالتواء.

$$\gamma = \frac{\gamma (|\text{Initerval}) - |\text{Initerval})}{|\text{Initerval}|}$$
 (۲) ت $\gamma = \frac{\gamma}{\gamma}$

وهذه المعادلة أيضا تسمى معامل بيرسون الثاني للالتواء

مثال (٦ - ١):

أوجد معامل التواء المنحنى الناتج من التوزيع التكراري للبيانات التالية:

_9 ,	_٧٠	_0,	_٣٠	-1•	نب
10	۲.	۳.	۲.	10	গ্ৰ

الحل: أه لا: حساب المتوسط الحسابر

(† Y					برسعار ک	اب رسود	اولا: حسد
ح' ك	ح ك	ح	ح	س ك	مراكز	<u>ئ</u>	ف
		l			الفنات		
					(س)		
Y £	٦٠٠-	17	٤٠_	۳.,	٧.	10	-1.
۸۰۰۰	£	٤٠٠	۲٠_	۸۰۰	٤٠	۲.	_₩.
	•	•		14	٦.	۳.	_0.
۸۰۰۰	٤٠٠	٤٠٠	۲۰+	17	٨٠	٧.	_Y.
7	۲۰۰	17	٤٠+	10	1	10	_9.
71				٦		1	

$$7 \cdot = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{2 \cdot \cdots}{4 \cdot \cdots} = \infty$$

$$\frac{d}{d} = \frac{d}{d} = \frac{d}$$

ثانياً: حساب الوسيط:

d M 4			3 J -
التكرار المتجمع	أقل من الحدود	এ	u.i
10	اقل من ۳۰	10	-1.
٣٥	اقل من ٥٥	۲.	-7.
40	اقل من ۷۰	۳.	_0,
٨٥	اقل من ۹۰	٧.	
1	أقل من ١٠٠	10	-9.
		1	

$$7. = Y. \times \frac{10}{T.} + 0. =$$

المنوال =
$$^{\circ}$$
 × الوسيط - $^{\circ}$ × المتوسط

$$7 \cdot = 7 \cdot \times 7 - 7 \cdot \times 7$$

$$\xi \cdot = Y \cdot \times \frac{Y \cdot}{Y \cdot} + Y \cdot =$$

$$\wedge \cdot = \vee \cdot \times \frac{\vee \cdot}{\vee \cdot} + \vee \cdot =$$

$$=\frac{(\cdot \wedge - \cdot \Gamma) - (\cdot \Gamma - \cdot \cdot)}{(\cdot \wedge - \cdot \Gamma) + (\cdot \Gamma - \cdot \cdot)} = -\omega i$$

ويلاحظ أن قيمة الالتواء تساوى صفر باستخدام الطرق الثلاثة السابقة، ومعنى ذلك أن البيانات يمكن تمثيلها بيانيا بمنحنى ينطبق تماما على المنحنى الاعتدالي.

والمثال (٦ – ١) يوضح خصائص المنحنى الإعتدالى ويحققها كما سبق استعراضها في هذا الفصل وهذه الخصائص تتضح من تساوى مقاييس النزعة المركزية الثلاثة فكل منها يساوى ٦٠.

مثال (۲ - ۲):

أحسب معامل الالتواء للتوزيع التكرارى التالى وذلك باستخدام طرق معامل بيرسون الأول ومعامل بيرسون الثانى وكذلك طريقة الأرباعين الأعلى والأدنى والوسيط للتوزيع التكرارى التالى:

_£ \\	- ٤ ١	-٣٦	-٣1	-44	-71	-17	ف
17	۲.	٤٠	۲٠٠	1	££	۸۰	শ্ৰ

الحل: الجدول التالى يبين التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدى للبيانات المعطاة:

التكرار المتجمع الصاعد	<u>ك</u>	ن
٨٠	۸۰	-17
176	££	- ۲ ۱
771	1	_ Y Y_
£ Y £	7	_٣1
474	٤٠	_٣٦
£ A £	٧.	-£ \
٥.,	11	_£7
	0	

$$\begin{array}{rcl}
 & \frac{6}{2} & \frac$$

ولحساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري نقوم بإعداد الجدول

التالي:

ح' ك	ح ك	ב' ב	ح	س ك	مراكز	<u>ڭ</u>	ف
1104.	97_	1 £ £	17-	111.	11,0	۸٠	-17
7.07	٣٠٨_	٤٩	۰۷	1.75	17,0	11	-41
٤٠٠	۲۰۰-	£	٧_	110.	44,0	١٠.	-77
14	100	٩	٣	٦٧٠٠	44.0	7	-71
107.	44.	7 £	٨	101.	44.0	٤٠	-77
۳۳۸۰	77.	179	۱۳	۸۷۰	٤٣,٥	٧.	- 1
£11£	444	771	١٨	777	٤٨,٥	17	- 57
709	صفر			1070.		0	

۳ (المتوسط الحسابي - الوسيط) الانحر اف المعياري

معامل بيرسون الثانى للألتوا

$$\cdot, \xi \wedge - = \frac{(7,70-7,0)}{7,7} =$$

معادلة حساب الالتواء باستخدام الأرباعين الأدنى والأعلى والوسيط

هي:

$$\frac{(|Y_{(r)}|^2 - |Y_{(r)}|^2)}{(|Y_{(r)}|^2 - |Y_{(r)}|^2 - |Y_{(r)}$$

مما سبق يتضبح أن التواء التوزيع التكراري السابق هو التواء سالب وصنغير.

المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية:

يمكن تصنيف المعايير النفسية التوزيعات التكرارية إلى نوعين ر ئىسىين ھما:

أ. معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهى:

١ ـ معايير العمر .

٢- معايير الفرق الدراسية.

٣- المنينيات.

٤- الدرجات المعيارية.

ب. معايير تعتمد على التوزيع التكراري الإعتدالي وهي:

١- المعيار التائي.

٢- المعبار الجيمي.

٣- السباعي المعياري.

٤- التساعي المعياري.

وفيما يلى عرض موجز لكل نوع من هذه المعايير.

أولاً: معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهي:

أ- معيار العمر Age Equivalent Norm

طريقة حساب معيار العمر:

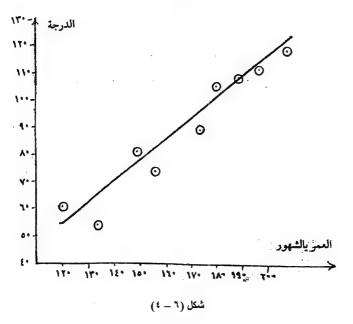
لحساب معيار العمر نتبع الخطوات التالية:

نطبق الاختبار النفسي أو التربوي على عينات من الأفراد من أعمار ز منية متتالية ويفضل أن تحول هذه الأعمار إلى الشهور وتحسب فنات الأعمار التي تمتد إلى سنة زمنية بحيث تبدأ من منتصف السنة السابقة لها وتمتد في مداها إلى ما قبل منتصف السنة التالية لها بشهر واحد فمثلاً يحسب العمر

الزمنى للطفل الذى يبلغ من العمر ١٢ سنة و٦ شهور إلى ١٢ سنة و٥ شهور أى من ١٥٠ إلى ١٦١ شهرا أى أن مدى كل عمر ١٢ شهر.

يحسب التوزيع التكرارى لدرجات الأفراد فى كل فنة من الفنات العمرية ثم يحسب من ذلك التكرار، المتوسط الحسابي لدرجات هؤلاء الأفراد.

يرسم خط بياني ليدل على العلاقة بين متوسط الدرجات والأعمار الزمنية كما في الشكل (٦ - ٤) التالي:



من الشكل السابق يمكن تعيين درجات الاختبار إذا عرفنا عمر فرد معين وهذا يفيد عند تطبيق اختبار يقيس القدرة العددية مثلاً فإنه يمكن حساب النسبة العقلية العددية من المعادلة التالية:

هذا وقد لخص فؤاد البهى السيد (١٩٧٩) نسبة الذكاء والنسبة التعليمية والنسبة التحصيلية على النحو التالى:

عيوب معايير العمر:

يعاب على معايير العمر الزمنى أنها تعتمد فقط على الأعمار الزمنية، وإذا استخدمت فى النواحى التحصيلية، فطالب الفرقة الثانية بالمرحلة المتوسطة البالغ من العمر ١٢ سنة لابد وأن يتفوق على طالب الفرقة الأولى البالغ من العمر ١٢ سنة أيضاً. أى أن الاختبار يضير الطالب الذى عمره ١٢ سنة ومقيدا بالصف الأول المتوسط لأنه إذا كان هذا الاختبار من النوع التحصيلي فإنه يعتمد فى جوهره على ما درسه طالب الصف الثانى المتوسط ولم يدرسه طالب الصف الأول بالرغم من تساويهما فى العمر الزمنى، ولكن إذا كان الاختبار

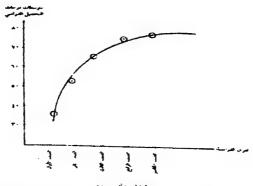
متحرراً من النواحى التحصيلية المدرسية كأن يقيس القدرات العقلية العامة مثلا فإن الاختبار يكون صالحاً لتحديد تلك المعايير. وفيما يلى موجز لأهم عيوب معيار العمر:

- النمو العقلى أو التحصيلي لا يساير تماما النمو الزمني للأفراد ومن هنا
 فإن النسبة لا تظل ثابتة.
- ٢- إن نمو الذكاء لا يستمر مدى حياة الإنسان ولكنه يقف عند سن معين ولذلك فمهما تقدم عمر الفرد فإننا نفترض حدا ثابتاً لنموه الزمنى و هو السن الذي يتوقف عنده الذكاء.
- النمو التحصيلي لا يستمر في النمو طوال العام بمعدلات ثابتة ولكنه
 يختلف من مقرر دراسي إلى مقرر آخر.

ب- معيار الفرق الدراسية:

طريقة حساب معيار الفرق الدراسية:

- ١- يطبق الاختبار، المراد عمل معيار للفرق الدراسية على أساسه، على عينة كبيرة من التلاميذ ويشترط أن تكون هذه العينة ممثلة للصفوف المختلفة في وقت واحدا.
 - ٢- يحسب المتوسط الحسابي لتحصيل التلاميذ في كل فرقة در اسية.
- ٣- يعمل تمثيل بياني لمتوسطات هذه الدرجات بحيث تمثل الفرق الدراسية
 على المحور الأفقى والمتوسطات الحسابية على المحور الرأسي.
- 3- يرسم منحنى أملس بحيث يمر تقريباً من مواضع النقط الممثلة للمتوسطات الحسابية كما في الشكل (7 0) التالى:



شكل (أ - °) رسم بياني لمتوسطات درجات التحصيل الدراسي للتلاميذ في الفرق المختلفة

- د نمد المنحنى السابق من طرفيه الأعلى والأدنى.
- ٦ يستخدم المنحنى السابق فى تحديد معيار الفرقة التى تتفق مع درجة
 كل تلميذ.

هذا ونقسم المسافة بين كل فرقة وأخرى إلى عشرة أقسام إذ أن هذا التقسيم يتفق مع شهور السنة الدراسية التى تبدأ فى شهر سبتمبر وتنتهى فى شهر يونيو. وهذه الفترة هى تسع شهور كل منها يمثل جزء من العشرة أقسام التى تفصل بين الفرقة والأخرى أما القسم العاشر فيمثل فترة الإجازة الصيفية ومدتها ٣ شهور ولكنها ممثلة بشهر واحد فقط على افتراض أن النمو الحادث في خلال هذه الشهور الثلاثة يعادل نمو شهر واحد أثناء الدراسة.

عيوب معايير الفرق الدراسية:

بالرغم من أن معايير الفرق الدراسية تعد من أهم معايير التحصيل فى المرحلة الابتدائية وأن هذه المعايير تتميز بالسهولة إلا أنه يؤخذ عليها المآخذ التالية:

 هذه المعايير تفترض أن معدل النمو منتظم طوال السنة الدراسية وتفترض أن الثلاثة شهور التي تمثل الإجازة الصيفية تمثل النمو الدراسى الشهر واحد من شهور الدراسة. وهذا لا يتفق مع حقائق النمو المعرفى، فالقدرة على القراءة مثلاً ترتبط بالنمو العقلى للتلميذ والنمو العقلى مستمر طوال العام. أما تعلم الحساب فإنه يتأثر بفترة الدراسة فقط بيل أن عوامل النسيان نتيجة الإجازة الصيفية الطويلة قد تؤخر النمو فى القدرة الحسابية وأن التلميذ أثناء العام الدراسى يكون أسرع فى نهاية العام عن بدايته وهذا يثبت عدم دقة افتراض أن النمو مستمر ومنتظم طوال العام.

- ۲- إنه من الصعوبة عمل معايير تمتد إلى مدى كبير من التلاميذ الذين يودون الإمتحان، بل نحصل على معايير الدرجات العليا والدرجات الدنيا بطريق غير مباشر وهو استكمال المنحنى في كل من طرفيه الأعلى والأدنى.
- ٣- إذا فرضنا استكمال المنحنى فإنه من الصعب تفسير الدرجات الواقعة فى الجزء المستكمل لأنها لا تمثل الواقع وإنما تمثل متوسطا فرضيا.
- عايير الفرق الدراسية غير دقيقة نظراً لأنها تفترض تساوى أوزان المقررات الدراسية التي وضبعت هذه المعايير لتقييمها وكذلك تفترض تساوى الأهمية النسبية لهذه المقررات في المنهج الدراسي بالفرقة الواحدة في الفرق الدراسية المتعاقبة.

ج- المنينيات Percentiles:

نتبع طريقة حساب المنين الواردة في الفصل الخامس من هذا الكتاب ونوجزها فيما يلي:

انشئ جدولا ونكتب فيه الدرجات أو فنات الدرجات في العمود الثاني.
 الأول، ونكتب تكرار الدرجات أو فنات الدرجات في العمود الثاني.
 هذا ونحسب التكرار المتجمع التصاعدي ويكتب في العمود الثالث.

٢- نحسب الترتيب المنينى أى عدد الدرجات التى تسبق المنين
 المطلوب وحتى هذا المنين.

يحسب المئين من المعادلة التالية:

ويمكن حساب رتبة المئين باتباع الخطوات التالية:

- ١- نبين عدد الأفراد الحاصلين على كل درجة من الدرجات.
 - ٢- نحسب التكرار المتجمع التصاعدي.
- تحسب النسبة المنوية لعدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من
 كل درجة وذلك بقسمة عدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من
 كل درجة على المجموع الكلى.
 - ٤- نرسم الخط البياني للنسبة المئوية للتكرار المتجمع التصاعدي.
 - ٥- من الرسم يمكن معرفة الترتيب المئيني لصاحب كل درجة.

فوائد المنينات والرتب المنينية:

- ١- سهولة حسابها وسهولة تفسير ها من جانب الفاحص الذى لم يتدرب
 تدريبا كافيا على تفسير المعايير المختلفة والإفادة من نتائج
 الإختيارات.
- ٢- تستخدم الرتب المنينية في عمل معايير الاختبارات الخاصة
 بالأطفال و الراشدين على السواء.
- ٣- يمكن جمع الرتب المنينية للحصول على المستوى التحصيلي العام.
- ٤- يمكن مقارنة مستويات التلاميذ كما تحددها الرتب المنينية فى
 الاختيار ات المختلفة.

عبوب المعايير المنينية:

من أهم عيوب المعايير المنينية ما يلى:

- عدم تساوی وحدات المعاییر المنینیة خصوصا عند طرفی التوزیع
 التکر ازی
- ٢- تزداد حساسية المئينيات للفروق المتطرفة في الاتجاهين الموجب والسالب.
- تعطى الدرجات المئينية صورة صادقة لمركز الفرد أو رتبته بين
 أفراد عينة التقنين ولكنها لا تبين مقدار الفرق بين درجته ودرجات
 الأفراد الأخرين.
- ٤- لا تصلح الدرجات المنينية فى حساب المتوسط ومعامل الارتباط وبعض المقاييس الإحصائية الأخرى لأن نتائج استخدامها تختلف عن نتائج المقاييس المنينية على الدرجات الخام.
- إن المعايير المنينية تحتاج إلى عينات تقنين تمثل كل نوع خاص
 من أنواع المواقف والجماعات وهذا يزيد من صعوبة المعيار
 المنيني على نطاق واسع.

د- الدرجات المعيارية:

عرفنا من الفصل الخامس من هذا الكتاب كيفية حساب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام بمعلومية كل من المتوسط الحسابى والانحراف المعيارى للدرجات الخام، وعرفنا أيضاً أن الدرجة المعيارية تكون موجبة إذا كانت الدرجة الخام أكبر من المتوسط أما إذا كانت الدرجة الخام مساوية للمتوسط الحسابى فإن قيمة الدرجة المعيارية تكون صفرا. وتكون الدرجة المعيارية أقل من المتوسط.

وكما سبق أن ذكرنا أن الدرجة المعيارية يمكن حسابها من المعادلة التالية:

عيوب الدرجات المعيارية:

١ - كثرة عدد الدرجات السالبة.

٢- كبر وحدة قياسها التي تساوى درجة معيارية واحدة على الأقل.

"- لا تصلح الدرجات المعيارية إلا إذا كانت الدرجات موزعة توزيعا اعتداليا أو قريبة من التوزيع الاعتدالى أو إذا كان التوزيعان المطلوب مقارنتهما لهما نفس الالتواء سالبا كان أم موجبا. وتصلح الدرجات المعيارية للمقارنة إذا كان التوزيع التكرارى لأحد الاختيارات أو بعضها ملتويا سالبا كان أم موجبا.

قیاس درجات اختبار علی درجات اختبار آخر:

يمكن مقارنة درجات اختبار بدرجات اختبار آخر إذا حولنا توزيع الدرجات على طول المقياس فى أحدهما إلى صورة التوزيع الآخر، ويعتمد هذا التحويل على متوسط درجات الاختبارين وانحرافهما المعيارى.

ويمكن عمل هذا التحويل باستخدام المعادلة التالية:

$$c = \omega' + \frac{3r}{3r} \qquad (\omega - \omega_r)$$

حيث:

د= درجات الاختبار بعد قياسه على الاختبار الآخر الذي يسمى الاختبار المرجعي.

س, = المتوسط الحسابي للاختبار المرجعي.

ع = الانحراف المعياري للاختبار المرجعي.

س، = المتوسط الحسابي للاختبار المراد تحويل درجاته.

ع, = الانحراف المعيارى للاختبار المراد تحويل درجاته.

س = الدرجة المراد تحويلها.

تانياً: معايير تعتمد على التوزيع التكراري الاعتدالي:

هذا النوع من المعايير يعتمد على التوزيع التكرارى الاعتدالي ومن هذه المعايير ما يلي:

أ- المعيار التاني:

هو معيار يستخدم في عمل معايير الاختبارات النفسية التحصيلية لأنه يتلافى كثيرا من عيوب معايير العمر والمئينيات والدرجات المعيارية ويعتمد هذا المعيار على المنحنى الاعتدالي المعياري.

طريقة حساب المعيار التائي:

- ١- نحسب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام مما سبق أن أوضحنا طريقة الحساب.
- ۲- تحول الدرجات المعيارية إلى درجات تانية باستخدام المعادلة التالية: ت-1 < + 0 < + 0

حيث ت هى الدرجة التائية، < هى الدرجة المعيارية هذا المعيار انحرافه المعيارى ١٠ ومتوسطه ٠٠

ب- المعيار الجيمى:

انشا هذا المعيار ج لفورد Gilford و هو معيار انحراف المعيارى (3=7) ومتوسطه تساوى و ويبدأ تدريجه من الصغر وينتهى 1. طريقة حساب المعيار الجيمى:

١- نحسب الدرجة المعيارية (<) كما سبق.

١٠ تحسب الدرجة المعيارية (ح) عن سبق.

٢- نحسب الدرجة الجيمية (ج) من المعادلات التالية:

 \rightleftharpoons + > \uparrow =

حيث جـ هي الدرجة الجيمية، < هي الدرجة المعيارية

٣- يمكن حساب الدرجات الجيمية من الدرجات التائية باستخدام المعادلة:

ج- السباعي المعياري:

و هو معيار قام بتصميمه فؤاد البهى السيد ويتكون من سبع درجات ويصلح لقياس مستويات الفروق الفردية ذات النطاق الضيق ويحسب السباعى المعياري من المعادلة التالية:

ويمكن حساب الدرجة السباعية من المعيار التائى باستخدام المعادلة التالية:

$$\xi + \frac{(\ddot{v} - \ddot{v})}{1}$$
 الدرجة المعيارية السباعية = الدرجة المعيارية السباعية

تمارين على الفصل السادس أوجد معاملات الالتواء للتوزيعات التكرارية التالية:

(1 - 1)

11-17	-1 8	-17	-1"	-/	ف
1.	17	١.	٨	٦	এ

(7-7)

	٤٠٠	-7	_7	-1	ف
١.	1.4	1.4	۳۰	1 £	এ

(7-7)

17-1.	-۸	۲_	_ £	_ Y	ف
۲.	10	٣٥	70	10	스크

(7-3)

حول الدرجات التالية إلى درجات معيارية:

1-0, 1, 1, 1, 9

ب- ۲، ۳، ۷، ۵، ۲، ۸، ۹، ۲۱

جـ ۲، ۸، ۱۱، ۱۲۲، ۱۱

ثم حول الدرجات السابقة إلى درجات معيارية تائية ثم إلى درجات معيارية جيمية.

وأحسب السباعي المعياري لكل منهما.

الفصل السابع الارتباط

- ١_ الارتباط الخطي
- ٢_ الارتباط الجزئي
- ٣ الارتباط التعدد
- ٤ الارتباط الثنائي
- ه تطبيقات تربوية على معامل الارتباط



الفصل السابع الارتباط

Linear Correlation.	١ _ الارتباط الغطى
Partial Corr.	٢_ الارتباط الجزئي
Multiple Cor.r	م علمتنا فابتراكا . ٣
Biserial Corr.	٤_ الارتباط الثنائي
	ه تطبیقات تربویة علی معامل الارتباط

الارتباط الخطى: مقدمة:

إن أول من استخدم طريقة الارتباط الخطى فى مجال الاختبارات النفسية هو العالم النفسانى فرانسيس Francis Galton وكانت هذه من أكثر الطرق الإحصائية شيوعاً فى تحليل البيانات فى مجال علم النفس حيث أنها طريقة مفيدة فى النظرية الإحصائية فى القياس العقلى.

وتهدف طريقة الارتباط الخطى إلى تحديد درجة الإتفاق بين فنتين من المقاييس مثل الذكاء والتحصيل الدراسى. ويطلق على المعامل الرقمى للعلاقة بين المتغيرين اسم معامل الارتباط.

وإذا كان الهدف الأساسى من العلم هو دراسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات التى يتعامل معها، فإن الارتباط هو الوسيلة الإحصائية التى تحقق هذا الهدف, ففى العلوم الطبيعية والعلوم البيولوجية يمكن تحديد العلاقات بين المتغيرات بملاحظة مقدار تأثير التغير فى إحداها على التغير فى آخر من تلك المتغيرات.

وفى العلوم السلوكية والتربوية والإنسانية تكون المتغيرات التى يقوم الباحثون بدراستها متعلقة بخصائص الأفراد وعليه فلدراسة العلاقة بين المتغيرات يقوم الباحث بتطبيق عدة مقاييس على عدد من الأفراد. فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث التربوي يريد دراسة العلاقة بين التحصيل الدراسي والاتجاهات نحو المدرسة لتلاميذ المرحلة الابتدائية، فإن عليه أن يعين ن من أزواج القياسات إحداها تحدد التحصيل الدراسي والأخرى تحدد الاتجاهات نحو المدرسة لكل فرد من عينة التلاميذ، من هذه القياسات يمكن تحديد ما إذا كانت علاقة بين التحصيل الدراسي والاتجاهات نحو المدرسة. في هذه الحالة ينبغي أن نحدد شكل العلاقة بين المتغيرين في صورة رياضية يمكن من خلالها التنبؤ بمثل هذه العلاقات ويمكن التعبير عنها بالتعبير الرياضي التالي:

ص = أس + ب حيث س، ص يمثلان المتغيران المستقل و التابع على التوالى وكل من أ، ب يمكن تعيينها من نتائج الملاحظات أو تطبيق الاختبارات. وصدق مدى التنزيز الذى يمكن حسابه من المعادلة السابقة يمكن التعرف عليه ببعض الطرق العامة. أحد هذه الطرق هو حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص ودرجة العلاقة بين المتغيرين طبقا لهذه الطريقة هو معامل الارتباط ويرمز له بالرمز (ر). ومعامل الارتباط الذى نحصل عليه لا يخبرنا فقط بدرجة العلاقة بين متغيرين ولكن يفيد أيضا بالإضافة إلى المتوسط الحسابى و الإنحر اف المعيارى فى إعطاء فرصة لكتابة معادلة خطية للتنبؤ بقيم ص من قيم س و العكس.

وإذا كان أحد المتغيرات يتزايد كلما يتناقص المتغير الآخر يطلق على هذا النوع من الارتباط السالب. أما إذا كان أحد المتغيرين يزيد بزيادة الآخر فإن هذا الارتباط يسمى ارتباطاً موجباً والقيمة العظمى لمعامل الارتباط هو ±١، فإذا كانت قيمته + ١ يكون هناك ارتباطاً موجباً تاماً بين المتغيرين.

وإذا كانت قيمة معامل الارتباط - ا يكون هناك ارتباطا عكسيا تاما. وإذا كانت قيمة معامل الارتباط صنفر فهذا يعنى أنه لا يوجد علاقة بين المتغيرين. والارتباط لا يعنى العلية أو السببية في وجود العلاقة أو عدم وجودها.

تعريف معامل الارتباط Correlation Coefficient:

يقصد بمعامل الارتباط أنه قياس إحصائى يستخدم لبيان نوع العلاقة بين المتغيرات سواء كانت هذه العلاقة طردية أو عكسية.

أهم الخواص الإحصائية لمعامل الارتباط:

- المحيح وتنحصر عن الواحد الصحيح وتنحصر جميع قيم معامل الارتباط بين +١، -١.
- لا يتأثر معامل الارتباط بزيادة أو نقصان درجات الاختبار بمقدار ثابت.

- تتوقیف قیمة معامل الارتباط علی خصائص العینة فاختلاف
 العینات من حیث الحجم مثلاً یؤثر فی دلالة معامل الارتباط.
- ٤٠ تتوقف قوة الارتباط بين ظاهرتين على طبيعة قياس كل من هاتين الظاهرتين.
- وـ يتأثر معامل الارتباط بمدى تباين العينة، فمثلاً إذا تم حساب معامل الارتباط بين درجات مجموعة من الطلاب فى التحصيل المدرسى ودرجاتهم فى مقياس الاستعدادات المدرسية، فإن هذا الارتباط بالنسبة لجميع الطلاب يكون أقوى منه لدى المتفوقين دراسيا فقط.

مقاييس الارتباط:

فى كثير من الحالات يمكن حساب معامل الارتباط بطريقة العزوم (Product moment Corr) التى تنسب إلى بيرسون Bearson فهو يمثل أفضل مقياس للعلاقة بين متغيرين وينبغى استخدامه فى هذه الحالات. وعلى أية حال فإن هناك طرقا عديدة لحساب معامل الارتباط تزيد فى عددها عن عشرين طريقة فيما عدا الطرق المستخدمة فى قياس العلاقات غير الخطية كما سيتضح فعما بعد.

وتوجد أسباب أربعة العدد طرق حساب معامل الارتباط هي:

- الحيان لا تتناسب البيانات المطلوب تحليلها إحصائيا مع استخدام معادلة بيرسون لحساب معامل الارتباط.
- ٢- قد تستخدم هذه الطرق بغرض اختصار الوقت، فمثل هذه الطرق اليست دقيقة بدرجة كافية وإنما توفر كثيرا من الوقت في طريقة الحساب و هذه الطرق الأقل دقة تعطى فكرة أولية للباحث عن نوع العلاقة.
- معامل الارتباط غير مناسب في حين وجود طرق أخرى ملائمة لقياس مقدار العلاقة بين المتغيرين.

يمكن تبسيط معادلة معامل الارتباط (ر) تحت شروط معينة و عليه فبن الطرق الأكثر بساطة تستخدم في حساب معامل الارتباط وقد يطلق على هذه الطرق أسماء مختلفة. وبالرغم من ذلك فإن المعادلات المختصرة والمشتقة من معادلة بيرسون تعطى نفس النتحة العددية لمعامل الارتباط.

طرق حساب معامل الارتباط الخطى:

توجد طرق متعددة لحساب معامل الارتباط الخطى سنعرض لبعضها الأكثر شيوعا والأسهل استخداما في البحوث النفسية والتربوية المختلفة مع توضيح كل طريقة ببعض الأمثلة التوضيحية.

١- حساب معامل الارتباط بطريقة بيرسون Pearson:

تسمى هذه الطريقة من طرق معامل الارتباط بطريقة العزوم Product معامل الارتباط بهذه الطريقة عن طريق Moment Correlation ويمكن حساب معامل الارتباط بهذه الطريقة عن طريق اتباع الخطوات التالية:

- أحسب المتوسط الحسابي للدر جات س (س).
- ٢- أحسب المتوسط الحسابي للدرجات ص (ص).
- ٣. أحسب انحراف الدرجات س عن متوسطها س الذي نرمز له بالرمز ح س.
 - ٤- إحسب (ح ص): انحراف الدرجات ص عن متوسطها.
 - احسب ح س ثم أوجد مجموعها مدح س
 - ٦- إحسب ح ص ثم أوجد مجموعها مدح ص
 - ٧- إحسب (ح س) × (ح ص)
 - ٨ـ عوض في القانون

$$c = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} w \times c = 0}{\sum_{n=1}^{\infty} w \times c = c}$$

9- إذا أردت معرفة مستوى الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط إرجع للملاحق. مثال (٧- ١):

طبق اختباران أحدهما للذكاء والأخر للتحصيل الدراسى على عينة مكونة من 7 تلاميذ بأحد المدارس الابتدائية وكانت درجاتهم كما هو مبين بالجدول التالى ... احسب معامل الارتباط بين (س، ص).

14.	17.	1	٩.	11.	1	درجات اختبار الذكاء (س)
۸٠	٧.	٦.	٤٠	٥.	٦.	درجات اختبار الذكاء (ص)
						الحل

ح'ص	ح س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	<u>س</u>
— ,	,	•	,	•	٦.	11.
1		•	1	,	٥,	11.
1	٤٠٠ ا	£ • •	۲۰-	٧٠-	٤٠	٩.
1	١	•		1	٦.	1
1	1	1	١.	1.	٧.	17.
٤٠٠	٤٠٠	£	۲.	١.	۸۰	17.
11	1	٩			77.	٦٧.

$$1.. = \frac{77}{7} = \omega$$

$$7. = \frac{77}{7} = \omega$$

$$\cdot, \wedge \circ \vee = \frac{9}{1 \cdot , \xi 9} = \frac{9}{11 \cdot } = \frac{9}{11 \cdot }$$

وبالرجوع للملحق رقم (٢) عند درجات الحرية (ن – ١) أى (٦ – ١) أى ٥ تكون قيمة (ر) الدالة إحصانية عند مستوى ٠٠٠١ هى ٥,٨٧٤ وهى أقل من قيمة (ر) المحسوبة بنوجد علاقة ذات دلالة إحصانية بين س، ص.

مثال (۲ – ۲)

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى بطريقة بيرسون.

٥	٦	٤	۲	٣	٤	<u>m</u>
5	7	٥	٤	7	٣	ص
						الحل

ح ٔص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	<i>س</i>
		•	1-	•	٣	£
,	,	٧_	٧	١_	٦	٣
	4			۲_	£	۲
			١ ،		٥	£
4	£	£ _	۲_	۲	۲	٦
	1			١	£	٥
1.	1.	7-			Y£	Y £

$$C = \frac{A - C + W \times C}{A - C}$$

$$\sqrt{A - C} \times M \times A - C$$

مثال (٧ - ٣):

أوجد معامل الارتباط بين درجات أربعة طلاب في اختبارين التفكير الإبداعي بيانها كما يلي:

1 £ 9	101	١٤٨	١٥٣	درجات الاختبار س
108	101	101	102	درجات الاختبار ص

الحل:

يطرح ١٤٨ من درجات س، ١٥٠ من درجات ص يمكن التوصل إلى الجدول التالي:

١	٣	•	£	س
Ĺ	١	٣	٤	ص

	-		
7	صَ ==		س = ۲

ح'ص	ح'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	m
١	٤	۲	١	۲	ź	£
	£	•		۲_	٣	•
ź	١	۲_	۲_	١	١	٣
١	١	1-	١	١-	£	١
٦	1.	1_	4	•	17	٨

مثال (٧ - ٤):

طبق اختباران أحدهما للغة العربية والأخر للرياضيات على تلاميذ فصل مكون من ١٠ تلاميذ بأحد المدارس الابتدائية وكانت درجات التلاميذ في الاختبارين كما هو مبين في الجدول التالى:

٣٤	٣٩	٤٥	٤٠	٣.	٣٦	٣٢	٤٨	٤١	٣٧	درجات الاختبار الاول (س)
٧٤	٧٤	۸۳	۷٥	۷١	٧٨	۸۰	۸۸	٧٨	٧o	درجات الاختبار الذاني (ص)

الحل: ح'س ح'ص ح س × ح ص ح ص ح س ص س ٦,٨ ١,٤ ٣.١ ۲.7 -1, 7 -٧٥ ** ., ٢ ٧,٨ 1,1 ٠,٤ ۲,۸ ٧٨ ٤١ 1 . 1. 1 97, . 1.1,9 1 . , £ ٩,٨ ۸۸ ٤٨ 0, 1 ٣٨,٤ 16,9 -۲,٤ ٦,٢_ ۸. 34 ٠,٢ ٤,٨ ٠,٩_ ٠,٤ Y.Y _ ۸٧ 37 24,7 77,7 01,1 7.7 -A, Y _ ٧1 ۳. ٦,٨ ٣,٢ £ . V _ ۲,٦_ ١,٨ ٧o ٤. Y 9 , Y £7, Y 77.V 0, 5 ٦.٨ ۸۳ 20 17, . .,7 Y,9 _ 7.7 ۸,٠ ٧£ 49 14. . 17,7 10.1 ٣,٦_ £, Y _ ٧٤ ٣ ٤ 177.A YAT. Y 1 1 1 1 777 247 صَ = سَ = ٧٧,٦ 34,4

$$\frac{\triangle - \nabla \times \nabla \times \nabla \times \nabla}{\triangle - \nabla \times \nabla \times \nabla \times \nabla} = 0$$

$$\frac{1 \wedge \lambda \wedge \lambda}{\nabla \lambda \nabla \times \nabla \wedge \nabla \times \nabla} = 0$$

 ٢- حساب معامل الارتباط إذا علمت الانحرافات عن المتوسط والانحرافات المعيارية:

في هذه الحالة تستخدم المعادلة:

$$c = \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} x_j \times y_j}{\sum_{i=1}^{n} y_i \times y_i}$$

مثال (٧ - ٥):

أحسب معامل الارتباط بين س، ص الموضحة في المثال (٦ – ٤).

الحل

نحسب الانحراف المعياري لكل من درجات الاختبار الأول (س)

ودرجات الاختبار الثاني (ص) كما يلي:

ع ص =
$$\frac{7477, \Lambda}{1}$$
 ع ص = $\frac{7477, \Lambda}{1}$

$$\cdot, \forall \xi = \frac{1 \wedge \lambda, \tau}{(\xi, \lambda)(0, \tau) \cdot 1 \cdot} = \frac{\lambda}{(\xi, \lambda)(0, \tau) \cdot 1 \cdot \tau} = \frac{\lambda}{(\xi, \lambda)(0, \tau) \cdot 1 \cdot \tau} = 0$$

وهنا ينبغى ملاحظة أن معامل الارتباط بهذه الطريقة لا يختلف عن قيمته عندما تم حسابه بطريقة بيرسون وإذا لاحظت معادلة معامل الارتباط التى تعتمد على الانحرافات اسعيارية في هذه الطريقة نجد أنها لا تختلف عن معادلة بيرسون هي:

مجموع حاصل ضرب الانحرافات المتقابلة (المتناظرة)

معامل الارتباط =

عدد الأفراد × الانحراف المعياري للاختبار الأول × الانحراف المعياري للاختبار الثاني

مثال (٧ - ٢): أحسب معامل الار تباط بين س، ص بطريقة الانحرافات المعيارية

المو ضحة بالجدول التالي:

۲	١	٥	٣	٤	س
٣	٣	٤	٥	٦	ص

ح'ص	ح س	حس×حص	ح ص	ح س	ص	س س
٤	١	۲	۲	١	٦	£
١		•	١١		٥	٣
	٤	•		۲	٤	٥
١	£	4	1-	۲_	٣	١
٤	١	4	۲	1-	۲	۲
١.						
١.	1.	3			۲.	10

طريقة حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية:

۱- حول درجات المتغير الأول (س) إلى درجات معيارية
$$(< m)$$
.

۲- حول درجات المتغیر الثانی (ص) إلی درجات معیاریة (حص)، ثم نضر
$$x < 0$$
 درجات الثانج.

٣- طبق المعادلة:

مثال (٧ - ٧):

أحسب معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد

تحويل در جات س، ص إلى در جات معيارية:

4	٧	٦	٥	٣	س
٦	٩	٧	٣	٥	ص

الحل:

دس × د ص	حص>	ر س >	ح ص	ح س	ص	س
۰,۷٥	٠,٥_	1,0_	1-	٣_	٥	٣
٠,٧٥	1,0_	.,0_	٣_	١-	٣	٥
•	۱۰,۵	•	١		٧	٦
٠,٧٥	1,0	٠,٥	٣	١ ١	4	٧
•		٠,٥	١ ، ١	٣	٦	4
7,70	١.	٦			۲.	10

$$= > \frac{w - w}{8}$$

$$= > \frac{7}{8}$$

$$= = 2$$

$$= > \frac{7}{8}$$

$$= = 2$$

$$= > 3$$

$$= 2$$

$$= 2$$

$$= 3$$

مثال (٧ - ٨):

المبين معامل الارتباط بين س، ص المبينة في الجدول التالي بعد تحويل كل منها إلى درجات معيارية:

7	0	٤	٣	۲	س س
1 £	٦	17	٨	1.	ص

$$1 \cdot = \hat{\omega}$$
 $\hat{\omega} = 1$

$$3 = \pm 1$$
 ± 2 ± 2

$$\cdot, \tau = \frac{1, \circ 1}{\circ} = \frac{\sim \times \sim \sim}{\circ} = , \tau = \circ$$

٤- الطريقة العامة لحساب معامل الارتباط من الدرجات الخام:

تعتمد هذه الطريقة في حسابها على الدرجات الخام مباشرة ولا يحتاج الباحث الذي يستخدم هذه الطريقة إلى حساب الانحرافات عن المتوسط أو الانحرافات المعيارية وإنما يقوم بحساب معامل الارتباط من الدرجات ومربعاتها فقط وهذه الطريقة تتميز بالدقة والسرعة.

و المعادلة التالية تستخدم لحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة:

$$\frac{\text{is ac-w ow - ac-w} \times \text{ac-w}}{\left[\text{is ac-w}^{1} - (\text{ac-w})^{1}\right]\left[\text{is ac-w}^{1} - (\text{ac-w})^{1}\right]}$$

حيث مدس ص هى مجموع حاصل ضرب الدرجات المتناثرة فى الاختبار، مدس × مدص هو حاصل ضرب مجموع الدرجات س فى مجموع الدرجات ص، مدس أهو مجموع مربعات درجات الاختبار س، مدص هو مجموع مربعات درجات الاختبار س.

ولحساب معامل الارتباط بهذه الطريقة يمكن اتباع الخطوات التالية:

- ۱- أحسب كل من س'، ص'، س ص لكل مفحوص.
- ٢- أحسب محس، محس ، محص ، محس ص لكل مفدوص.
 - ٣- طبق المعادلة السابقة.

مثال (۷ – ۹):

أوجد معامل الارتباط بالطريقة العامة بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

		-					
ı	٥	ź	٥	٣	٤	٣	س
		V	٨	٦	٧	7	ص
ı							الحل:

ص۲	س۲	س ص	ص	u
77	9	14	1	٣
٤٩	17	1 44	٧	٤
77	٩	14	٦	٣
7 £	70	٤٠	٨	٥
£9	17	47	٧	ź
7.5	40	٤٠	٨	٥
YAA	1.,	177	٤٢	7 £

$$\therefore c = \frac{\text{if } \text{occ} \text{ of } \text{occ} \text{ occ} \text{ occ$$

أى أن س، ص مرتبطان ارتباطاً إيجابيا تاماً.

مثال (۷ – ۱۰):

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى:

٥	۲	٤	٣	٦	, w
0	٣	٥	٤	٨	ص

الحل:

س ص	ص ً	س	ص	س
٤٨	7 £	77	٨	4
17	17	٠ ٩	£	;
٧٠	40	17		,
٦	٩	٤	۳	į į
۲٥	40	40	٥	,
111	189	۹.	40	Υ.

$$= \underbrace{ \begin{array}{c} (\sum_{i=1}^{N} (1 - i)^{N}) \\ (\sum_{i=1}^{N} (1 - i)^{$$

$$\cdot,97 = \frac{\circ\circ}{\circ,7} = \frac{\circ\circ}{\vee,\times\circ} = 7,$$

مثال (۷ - ۱۱):

أوجد معامل الارتباط بين درجات مجموعة مكونة من ٧ طلاب في اختبارين للذكاء بياناتها موضحة بالجدول التالي:

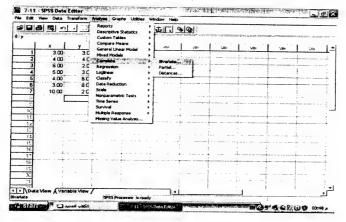
الحل: تطرح ١٠٠ من جميع درجات الاختبار الأول س وطرح ١٠٠ من جميع درجات الاختبار الثاني ص:

س س	ص'	س '	ص	س
٩	٩	٩	٣	٣
17	17	١٦	ź	£
1	77	17	۲	٦
4	۲٥	10	٣	٥
٣٩.	17	Y£	٦	£
7.6	٩	Y £	٨	٣
4	1	٧.	۲	١.
111	711	1	۲۸	۳٥

$$0.71 = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{7 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{7 \cdot \circ 79} = 0$$

حساب معامل ارتباط بيرسون باستخدام برنامج SPSS:

- السابق نقوم بإدخال بيانات المتغيرين س، ص
 في شاشة مدخلات البيانات Data editor في برنامج SPSS كل متغير في عمود مستقل.
- ۲- ثم من قائمة Analyze نختار الأمر الفرعى Correlate فتظهر
 قائمة منسدلة فرعية نختار منها Bivariate أى بين متغيرين هما
 ۲ (۲ ۱):



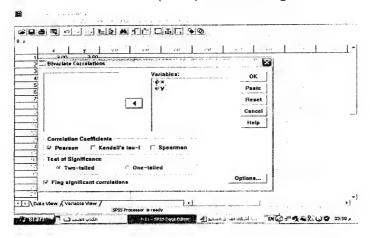
شکل (۲ – ۱)

وتظهر لنا نافذة تقوم بنقل المتغيرين Y ، Y إلى الخانة اليمنى فى
 هذه النافذة وذلك لأنه فى الأمثلة الأخرى ربما يكون هناك

متغيرات عديدة فينبغى تحديد المتغيرين اللذين يتم حساب معامل ارتباط بير سون بينهما.

2- ويلاحظ أنه يجب التأشير على معامل بيرسون Pearson في خانة Correlation Coefficients

كما يوضح ذلك الشكل التالى (٧ - ٢):



شكل (٧ - ٢) ثم نضغط على OK فتظهر لنا شاشة المخرجات التالية:

Correlations

		X	Y
X	Pearson Correlation	1	609
	Sig. (2-tailed)		.147
ł	N	7	7
Υ	Pearson Correlation	609	1
	Sig. (2-tailed)	.147	
	N	7	7

ويتضح من الجدول أنها نفس القيمة التى حصلنا عليها حسابياً فى مثال (V-V) وبإشارة سالبة ومستوى الدلالة (V-V) و في مقبول لأنه أكبر من (V-V).

٥ - حساب معامل الارتباط بطريقة الرتب:

تستخدم هذه الطريقة فى الحالات التى لا يستطيع الباحث أن يحدد مقدار التغير الذى يحدث لمتغيرات بحتة بطريقة رقمية ويكون قادرا على تحديد مراحل تغيره برتب نسبية معينة كأن يحدد ترتيب تلاميذ الفصل فى تنظيم الكراسات (الأول والثانى و...).

ولحساب معامل ارتباط الرتب Rank order correlation نتبع الخطوات التالية:

- 1- حساب ترتيب الأفراد في الاختبارين س، ص ووضع ترتيب كل فرد في العمود رتب س وكذلك بالنسبة لدرجات الاختبار ص.
- ٢- نطرح رتبة كل تلميذ في الاختبار ص من رتبته في الاختبار س ويوضع
 الناتج في العمود ق (ويمكن الرمز للفروق بين الرتبتين بالرمز ف أيضا).
- ٣- تربع فروق الرتب وتكتب الناتج فى الخانة ق٢ ثم نجمع مربعات هذه الفروق.
 - ٤- تطبق المعادلة:

مثال (۷ – ۱۲):

ُ أوجد معامل الارتباط بين تقديرات مجمو عتين من الطلاب في امتحانين مختلفين لمقرر الاحصاء التربوي الموضحة بالجدول التالي:

٥	ź	٣	۲	١	المجموعة
هـ	3	3	Ļ		المجموعة الأولى
7	Ţ		4	ج	المجموعة الثانية

الحل:

ق'	ق	رتب ص	رتبس	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
£	۲-	٣	١	3	1
٩	٣-	۰	۲	هـ	ب
£	۲	١	٣	i	ح
£	۲	٧	£	ب	7
1	١	٤	٥	۵	هـ
44		<u> </u>			

مثال (۷ – ۱۳):

أوجد معامل الارتباط بين س، ص الموضحة بالجدول التالى باستخدام طريقة الرتب:

7	٥	٤	۲	٣	س
۲	1	۲	٥	£	ص

الحل:

ق'	ق	رتب ص	رتبس	ص	س
1	١	٣.	ŧ	£	٣
9	٣	۲	٥	٥	۲
t	۲	١	44	٦	£
£	۲_	ź	٧	٣	٥
17	١-	٥	1	۲	٦
7 £				۲.	۲.

·, Y == 1, Y = 1 ==

وكما وضحنا في مثال (٧ - ١١) يمكن حساب معامل ارتباط الرتب لسبير مان باستخدام برنامج SPSS بنفس الطريقة السابقة:

فمن قائمة Analyze نختار الأمر الفرعى Correlate فتظهر القائمة المنسدلة الفرعية نختار منها Bivairate أي بين متغيرين س، ص.

ويلاحظ أنه يجب التأشير على معامل سبيرمان Spearman في خانة Correlation Coefficients.

ثانيا: الارتباط الجزئي Partical Correlation:

عندما يكون المطلوب حساب العلاقة بين متغيرين مع تثبيت أثر متغيرات أخرى ترتبط بهذين المتغيرين فإن أنسب طريقة لذلك تكون بحساب معامل الارتباط الجزئى. والارتباط الجزئى يعنى علاقة بين متغيرين مع تثبيت أثر المتغيرات الأخرى ذات العلاقة بهذين المتغيرين بطريقة إحصائية ويرمز لمعامل الارتباط الجزئى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جالذى يرتبط بالمتغيرين أ، ب بالرمز راسي.

طريقة حساب معامل الارتباط الجزئي:

يحسب معامل الارتباط الجزئي من المعادلة التالية:

$$(1 + . = 0)^T - (1 + \times 0)^T - (1 + \times 0)^T - (1 + . = 0)^T -$$

، ر ل هو معامل الارتباط بين المتغيرين أ، ج

وتستخدم هذه الطريقة في حساب معامل الارتباط في كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية التي لا يستطيع الباحث أن يضبط بعض متغيرات بحثه إما لصعوبات ميدانية أو صعوبات في إمكانية ضبط بعض المتغيرات والتحكم فيها.

وكذلك فإن الباحث يكون فى حاجة ماسة لهذه الطريقة من طرق التحليل الإحصائى التى تمكنه من عزل تأثير المتغيرات التى لم يتمكن من تثبيتها فى دراسته.

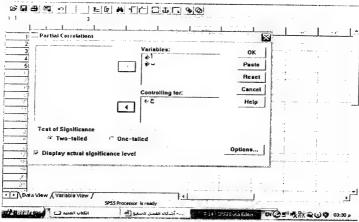
وفيما يلى عرض لبعض الأمثلة التى يتم فيها حساب الارتباط بين متغيرين مع تثبيت أثر متغير ثالث يرتبط بهذين المتغيرين.

مثال (۷ - ۱٤):

إحسب معامل الارتباط الجزنى بين المتغيرين أ، ب مع تثبيت أثر المتغير جـ (رأب جـ) للبيانات التالية:

٦	٥	ź	۲	٣	
٣	ŧ	٦	٥	۲	ų
£	٦	٣	۲	٥	7

ولحساب معامل الارتباط الجزئى بين أ، ب مع تثبيت جـ باستخدام برنامج SPSS نختار من القائمة Analyze Correlate ثم نختار من القائمة المنسدلة Partial فتظهر لنا النافذة التالية شكل (٧ - ٤):



شکل (۷ – ٤)

فننقل المتغيرين أ، ب إلى الخانة Variables والمتغير المراد تثبيته إلى الخانة Controlling for ثم نضغط على OK فتظهر لنا شاشة المخرجات ولحساب نفس المعامل إحصائيا نتبع الخطوات التالية.

الحل

ج'	ب`	1	بجب	اج	اب	÷	ب	1
40	ź	4	1.	10	٦	٥	۲	٣
£	40	٤	١.	٤	1.	۲ ا	٥	۲
٩	77	17	١٨	17	7 £	۳ .	٦	٤
٣٦	17	70	7 £	۳.	٧.	٦	£	٥
17	4	٣٦.	14	Y £	1.4	£	٣	٦
۹.	٩.	٩.	٧٤	۸٥	٧٨	٧.	٧.	٧.

$$y_{ij} = \frac{y_{ij} - y_{ij}}{[y_{ij} - y_{ij}][y_{ij} - y_{ij}]}$$

$$\frac{(1 - (\sqrt{k_{-}})') [1 - (\sqrt{k_{-}})']}{(1 - (\sqrt{k_{-}})') [1 - (\sqrt{k_{-}})']} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}$$

$$\frac{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}$$

$$\frac{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{k_{-}})}$$

$$\frac{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})} = \frac{1, \cdot}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}$$

$$\frac{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}$$

$$\frac{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}$$

$$\frac{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}{(1 - \sqrt{k_{-}}) (1 - \sqrt{k_{-}})}$$

مثال (۷ - ۱۰):

أوجد معامل الارتباط الجزئى بين درجات خمس طلاب فى الذكاء ودرجاتهم فى اختبار للسلوك العدوانى مع عزل أثر درجاتهم فى مقياس المستوى الاجتماعى الثقافى وبياناتهم كما هو موضح بالجدول التالى:

1.0	90	17.	11.	۸٠	الذكاء (أ)
٨	14	11	1 14	10	التحصيل الدراسي (ب)
7	۸۰	٥٥	۲.	17	المستوى الاجتماعي الثقافي (جـ)

الحل:

أ- حساب الارتباط بين أ، ب

٠,٥	ق	رتب ب	رتبا	ب	
17	٤	١	٥	10	۸۰
1,04	٠,٥_	٣,٥	۲	18	11.
٩	٣_	£	,	11	17.
7,70	١,٥	٣,٥	٤	17	97
٤ ا	٧_	ه	٣	^	1.0
71,0					

ب- حساب ارتباط بین أ، جـ

ق	ق	رتب جـ	رتب ا	ج	i
1	1	١	c	١٣	۸۰
,	١-	٣	1	۲.	11.
1	١	٧ .	١	00	17.
q	٣	١ ،	í	٨٠	90
ź	۲ -	٥	۲	٦	1.0
11		<u> </u>			

ر اب = ۱ -
$$\frac{7 مد ق^{7}}{\dot{\upsilon}(\dot{\upsilon}^{7} - 1)}$$

$$\cdot, Y = \frac{\xi}{0} - 1 = \frac{17 \times 7}{(1 - Y_0)^0}$$

ج ـ حساب ارتباط بین ب، ج

ق ٚ	ق	رتب جـ	رتب پ	ج	ب
٩	٣_	£	١	١٣	10
., ۲ ٥	٠,٥_	٣	٣,٥	۲.	١٣
٤	۲	۲	4	٥٥	11
7,70	۱٫۵	١	٣,٥	۸۰	١٣
		٥	٥	٦	۸
0,10					

$$\frac{10,0 \times 7}{(1-70)^{0}} - 1 = \frac{7 \text{ ac-} 5^{7}}{(1-70)^{0}} - 1 = \frac{7}{(1-70)^{0}}$$

$$C_{ip,5} = \frac{C_{ip} - C_{ip,5} \times C_{ip,5}}{[1 - (c_{ip})^{2}][1 - (c_{ip})^{2}]}$$

$$\frac{\cdot, \forall \forall \times \cdot, \forall - \cdot, \lor \lor \bot}{['(\cdot, \forall \uparrow) - 1]['(\cdot, \forall \uparrow) - 1]]} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow \bot) (\cdot, \forall \downarrow \bot)} = \frac{\cdot, \forall \forall \bot}{(\cdot, \forall \downarrow, \bot) (\cdot, \forall \downarrow, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \bot) (\cdot, \forall, \bot)} = \frac{\cdot, \forall \bot}{(\cdot, \forall, \bot) (\cdot, \bot)} = \frac{\cdot, \forall, \bot}{(\cdot, \forall, \bot) (\cdot, \bot)} = \frac{\cdot, \forall, \bot}{(\cdot, \forall, \bot)} = \frac$$

مثال (۷ – ۱۹):

أوجد معامل الارتباط الجزئى رأ ب جد - إذا علم أن قيم أ، ب، جـ كما هو موضع بالجدول التالى:

٥	£	۲	١	٣	1
٥	٣	١	۲	£	ŗ
£	٥	٣	۲	1	ح

الحل:

ج' ا	ب′	*1	بجا	اجـ	أب	5	ب	1
١	17	٩	٤	٣	17	1	٤	٣
٤	£	١	£	۲	۲	۲	۲	١
٩	١	£	٣	٦	۲	٣	١	۲
40	٩	17	10	۲.	17	٥	٣	٤
17	70	70	٧٠	۲.	40	ź	٥	٥
٥٥	00	00	٤٦	01	٥٣	10	10	10

$$\frac{\cdot, \cdot 7 - \cdot, \wedge}{(\cdot, \cdot 1 - 1)(\cdot, r7 - 1)}$$

$$\frac{\cdot, \vee Y}{\cdot, \vee Y} = \frac{\cdot, \vee Y}{\cdot, \vee Y} =$$

الإغتراب والإرتباط الجزنى:

بر هن Kelly أنه يمكن حساب الإغتراب من المعادلة:

$$\dot{a} = 1 - 0$$
 حيث غ هي معامل الإغتراب.

ر هي معامل الإرتباط بين متغيرين.

وإذا كان الارتباط يعبر عن العلاقة بين المتغيرين أو مدى الاقتران بينهما فإن الاغتراب يعبر عن مدى استقلال المتغيرين أو تباعدهما عن بعضهما البعض الأخر.

مثال (۷ - ۱۷):

الإغتراب. الارتباط بين متغيرين هو ٠,٥ فما قيمة معامل الإغتراب.

$$\dot{3} = \sqrt{1 - \zeta^{7}}$$

$$\dot{3} = \sqrt{1 - (0, \cdot)^{7}}$$

 $\dot{\phi} = \dot{\phi} =$

يمكن صياغة معادلة الارتباط الجزئى رأب. جـ كما يلى:

أحسب رأب جلبيانات التالية:

£	٧	٦	٥	٣	j
٧	٦	٣	٤	٥	ŗ
O	٦	٧	٥	٣	3

الحل:

ج`	ب'	Υi	ب جـ	اج	اب	ج	Ļ	i
9	40	٩	10	٩	10	٣	٥	٣
70	17	70	٧.	10	٧.	٥	£	٥
٤٩	٩	٣٦.	۲١	٤٢	۱۸	٧	٣	٦
٣٦.	44	٤٩	٣٦	٤٢	٤٢	٦	٦	٧
40	٤٩	17	٣٥	٧.	۲۸	۰	٧	٤
1 £ £	140	170	177	١٣٨	177	77	40	40

$$\frac{\xi}{\Upsilon \Upsilon \cdots} = \frac{\xi}{\xi \xi \times \circ \cdot} = \frac{\xi}{\xi \cdot \xi \times \circ \cdot}$$

$$\frac{77 \times 70 - 171 \times 0}{[0 \times 071 - (07)]^{T}}$$

$$(v, c) = \frac{1}{[v - (v - v)^{T}][v - (v - c)^{T}]}$$

$$\frac{3}{100} = \frac{1 - (\sqrt{100})^{-1}}{100} \\
= \frac{1 - (\sqrt{100})^{-1}}{$$

ثالثا: الارتباط المتعدد Multiple Correlation

تتاثر الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية المختلفة بالعديد من المتغيرات، وقد يحتاج الباحث في هذه المجالات إلى التوصل إلى معامل عددي واحد يوضح العلاقة بين الظاهرة موضع الدراسة وتلك المتغيرات التي تؤثر فيها، ويقوم بهذه المهمة الارتباط المتعدد، فمعامل الارتباط يدل على المعامل العددي للعلاقة بين عدة متغير أت.

فإذا كان لدينا ثلاثة متغيرات مختلفة ورمزنا لها بالرموز أ، ب، جـ ورمزنا للارتباط المتعدد بين هذه المتغيرات بالرمز رأب ج.

طريقة حساب معامل الارتباط المتعدد:

وعليه فإنه لحساب معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات أ، ب، جـ فانه بتعين علينا حساب معاملات الإرتباط بين أ، ب والارتباط بين أ، ج والارتباط بين ب، جـ ثم نعوض في المعادلة السابقة وفيما يلي بعض الأمثلة العددية التي توضح طريقة حساب معامل ارتباط المتعدد.

مثال (٧ – ١٩) أحسب رأب جـ للبيانات الموضحة في الجدول التالي:

٣	۲	ź	٨	٧	i
١.	٩	٧	11	17	ب
٣,	۳۱	17	40	٧.	ج

الحل:

لتبسيط الأرقام فى حساب معاملات الارتباط بين كل من أ، ب وأ، ج وب، ج نظرح من كل درجات ب العدد ٣ ونظرح من كل درجات ب العدد ٧ ونظرح من كل درجات ج العدد ١٧ ثم نحسب معاملات الارتباط بأى من الطرق سالفة الذكر و نطبق المعادلة:

$$\frac{(1 + - 1)^{1} + 1 + 1 + 1}{(1 + - 1)^{1} + 1} = \frac{(1 + - 1)^{1} + (1 + 1)^{1}}{(1 + - 1)^{1} + 1}$$

ج' ا	ب ۲	41	ب جـ	أج	اب	ح ا	ب	1
٩	40	17	10	17	٧.	٣	٥	£
ኘደ	17	40	٣٢	٤٠	٧.	٨	£	٥
,	•	١						١ ،
197	£	٩	۲۸	٤٢	٦	١٤	۲	۱ ۳ ۱
179	٩	•	79	•	•	17	٣	
٥٣٨	οź	01	111	9 8	٤٦	۳۸	١٤	17

$$\frac{1 \times 7 \times 7 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2} \times (1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1 \times 1)^{2}} = \frac{1 \times 3 \times 7}{(1$$

$$\frac{\Gamma, \cdot + (-1, \cdot)^{7} - 1 \times \Gamma, \cdot - (-1, \cdot)^{7}}{\sqrt{(-1, \cdot)^{7} - (-1, \cdot)^{7}}} = \frac{\Gamma, \cdot \cdot - (-1, \cdot)^{7} - (-1, \cdot)^{7}}{\sqrt{(-1, \cdot)^{7} - (-1, \cdot)^{7}}} = \Gamma, \cdot$$

مثال (۲۰ – ۲۰):

أحسب معامل ارتباط المتعدد رأب جمن البيانات الموضحة بالجدول التالى:

ج (رأب ج) للبيانات التالية:

Γ	۲	٥	£	٣	۲	
1	7	٣	4	٥	ŧ	ب
L	٣	۲	٥	ź	٦	ē

الحل:

ع'	'ب	*1	بب	أج	اب	٦	Ļ	1
77	17	٤	Y £	17	٨	٦	£	Y
17	40	٩.	۲.	11	10	٤	٥	٣
40	٤	17	١.	۲.	٨	٥	۲	£
£	٩	40	٦	١.	10	٧	٣	٥
٩	77	41	١٨	١٨	77	٣	٦	٦
٩.	٩.	٩.	٧٨	77	٨٢	٧.	٧.	۲.

$$column{3}{c} c_{i,j} = \frac{c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right] \left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j} c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T} \right]} \\
= \frac{c_{i,j}}{\left[(c_{i,j} c_{i,j})^{T}$$

الارتباط الثنائي Biserial Correlation:

يستخدم ارتباط الثنائى بين متغيرين إذا كان أحد المتغيرين يصنف فى مجموعتين فقط والآخر يصنف فى فنات عددية محددة المدى. فإذا أردنا حساب العلاقة بين الابتكار والمستوى الاجتماعى الثقافى وأن عينة الأفراد يمكن تصنيفها إلى مرتفعى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى ومنخفضى المستوى الاجتماعى الثقافى أو أردنا حساب العلاقة بين الذكاء وسمات الشخصية الانطوائية والانبساطية وتم تصنيف عينة الأفراد إلى انطوائيين وانبساطيين. وواضح أن المتغير الثانى فى الحالتين السابقتين مقسم إلى مجموعتين فقط إلا أنه متغير متصل كان درجات محتملة لا تنقطع لهذا التغير.

و لاستخدام هذه الطريقة ينبغى أن يكون كل من المتغيرين متصلا، ولكن تم تصنيف أحدهما إلى مجموعتين. وأن يكون كل من المتغيرين موزعاً في المجموعة الأصلية (المجتمع الأصل) توزيعاً اعتدالياً.

طريقة حساب معامل الارتباط الثنائي:

إذا صنفنا الأفراد في أحد المتغيرين إلى مجموعتين ورمزنا للمجموعة الأولى بالرمز (س أ) ورمزنا للمجموعة الثانية بالرمز (س ب) فإن خطوات حساب معامل الارتباط الثنائي تتلخص فيما يلى:

- ایجاد قیمتی متوسط المجموعة (أ) والمجموعة (ب) ای س أ، س ب.
 - ٢- إيجاد الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية (ع).

- ٣- تحديد نسبة عدد أفراد المجموعتين إلى أفراد المجموعة الكلية
 (المجموعتين معا)، وسنرمز لهما بالرمزين أ، ب
- بالرجوع إلى جدول الارتفاعات وأجزاء المساحات تحت المنحنى
 الاعتدالي يمكن حساب ارتفاع المنحنى الاعتدالي عن نقطة انفصال
 المجموعتين وسنرمز له بالرمز ص.
 - ٥- نعوض في القانون التالي للحصول على معامل الارتباط الثنائي.

مثال (۷ - ۲۱):

أوجد معامل الارتباط الثنائي بين درجات مجموعة من الطلاب في اختبار للابتكار ودرجاتهم في سمتى الانطوائية والانبساطية التي صدف الطلاب إلى مجموعتين حسب هاتين السمتين كما في الجدول التالي:

المجموع	_ 77.	-19.	-17.	-17.	-1	الابتكار الشخصية
14.	۳.	00	į o	۳.	٧.	انطواني
	٥,	ź٠	٦٥	£ 0	1.	انبساطي
	۸۰	90	11.	V c	۳.	المجموع

الحل:

نحسب متوسط در جات مجموعة الانطوانيين (س أ) ومتوسط در جات الانبساطيين (س ب) والانحراف المعيارى للمجموعة الكلية على النحو التالى:

() 10 ... il

أولاً: حساب المتوسط للمجموعتين:

	ىه (پ)	المجمود			(1) ~~.	المجمو
س ك	س	설	س ك	س س	<u>51</u>	ف
110.	110	١.	77	110	۲.	_1
7070	110	ŧ٥	240.	111	۳.	-17.
11770	140	70	VAVO	170	٤٥	-17.
AY	4.0	٤.	11770	4.0	٥٥	-19 -
1110.	770	٥,	٧٠٥٠	440	٣٠	70 77.
44		71.	4140.			

ثانيا: حساب الانحراف المعيارى للمجموعة الكلية:

س'ك	س`	س ك	설	س	ü
797V0.	14440	710.	٣.	110	-1::
1077770	71.70	1.440	۷٥	150	- 18.
44440.	4.101	1970.	11.	140	- 17.
7997770	17.70	19170	90	7.0	- 11.
£ £ 1 Å	00770	188	۸٠	170	70 77.
TV0770.			۳٩.		

ثالثًا: حساب نسب عدد أفراد كل مجموعة إلى أفراد المجموعة الكلية:

نسبة عدد أفراد المجموعة الأولى إلى العدد الكلى

نسبة عدد أفراد المجموعة الثانية إلى العدد الكلي

رابعاً: حساب ارتفاع المنحنى الاعتدالي عند نقطة انفصال المجموعتين (ص):

نبحث فى جدول الارتفاعات والمساحات أقل المنحنى الاعتدالى رقم (١) بالملحق ص ٣٨٧ عن الارتفاع عندما تكون المساحة الكبرى ٥٤٠٠ والمساحة الصغرى ٢٠٤٠ فنجد أنها تساوى ٢٠٠٠.

خامساً: التعويض في القانون:

ارتباط ثنائى:

= - ٠,٠٥٦ و هو معامل ارتباط سالب.

تطبيقات تربوية على معامل الارتباط:

يستخدم معامل الارتباط (ر) Coefficient of Correlation في حساب ثبات وصدق المقاييس النفسية والتربوية كما يستخدم في حساب الاتساق الداخلي لمفر دات المقابس النفسية والتربوية.

الفصل الثامن تحليل الانحدار Regression Analysis

الانعدار الغطى Linear Regression

Y - Wise Regression الانعدار التعدد الغطوات

تحليل الانحدار Regression Analysis

يهدف الانحدار إلى التنبؤ بأحد المتغيرات إذا علم مقدار متغير آخر أو أكثر ترتبط مع هذا المتغير بعلاقة خطية.

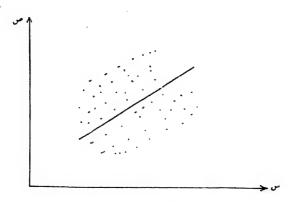
وقد يكون معامل الارتباط بين متغيرين كافياً للتعرف على العلاقة بينهما. ولكن في أحيان كثيرة يكون الهدف من التحليل الإحصائي أكثر من معرفة العلاقة بين المتغيرين حيث أن هدف العلم بصفة عامة هو التنبؤ بالظواهر وضبطها. ومعادلة الانحدار توفر أفضل طريقة من الطرق الإحصائية المستخدمة للتنبؤ بدرجة فرد في أحد المتغيرين بمعرفة درجته في متغير آخر.

ومعادلة الانحدار هي معادلة خط مستقيم، فإذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطي هي:

ص = 1 + v س فإن هذه المعادلة تمثّل خطا مستقيماً ميله v ويقطع من المحور الرأسي (محور ص) جزء طوله أ

ولكن معادلة الانحدار لا تمثل ارتباطا تاما بين متغيرين كما هو الحال في معادلة الخط المستقيم، لأن الارتباط التام نادر الحدوث في الحياة اليومية بعامة وفي المتغيرات المرتبطة بالنواحي الاجتماعية والنفسية والتربوية بخاصة ففي كثير من الحالات يكون الاتجاه العام قريباً من الخط المستقيم ولكن لا تقع جميع النقاط على خط مستقيم، ويسمى الخط المستقيم الذي يتوسط هذه النقاط بخط الانحدار.

ويمثل شكل (٨ - ١) خط انحدار المتغير ص على المتغير س مثلا:



شكل (٨ - ١) خط انحدار المتغير ص على المتغير (س)

فإذا كانت معادلة انحدار ص على س كما سبق إيضاحه هي: ص = أ + ب س.

فإذا كانت ص هى القيمة المتوقعة (أو التى يمكن التنبؤ بقيمتها بدلالة قيم س) فإن قيمة ب تسمى بمعامل انحدار ص على س، ويمكن حساب قيم كل من أ، ب رياضيا بحيث تقلل أخطاء التقدير أو المتوقع إلى نهايته الصغرى كما سيتضح عند التعرض لطرق حساب معادلة الانحدار الخطى.

وهناك عدة شروط الستخدام معادلة الانحدار الخطى فى التنبؤ بالظواهر المختلفة يمكن إيجازها فيما يأتى:

- ١- ينبغى أن تكون المتغيرات المستقلة مرتبطة بعلاقة خطية مع المتغير
 التابع.
- ٢- يمكن جمع تأثيرات المتغيرات المستقلة معا لينتج مقدار التنبؤ بالمتغير التابع.

- ٣- ينبغي ألا تكون المتغيرات المستقلة مترابطة فيما بينها.
- ٤- ينبغي أن تكون جميع المتغيرات المستقلة من المتغيرات المتصلة.
- ينبغى أن يكون المتغير التابع موزعا توزيعا اعتداليا خلال مستويات المتغيرات المستقلة كل على انفراد وكلهم مجتمعين.
 - ٦- أن يكون تباين المتغير التابع متساو خلال مستويات المتغيرات المستقلة.
- ٧- ينبغى أن تكون فئة المتغيرات المستقلة متضمنة لكل المتغيرات الرئيسية
 المؤثرة على المتغيرات التابعة.
- ٨- ينبغى أن تكون المقاييس المستخدمة على درجة عالية من الثبات والصدق.
 حساب معادلة الاتحدار الخطى البسيط:

• فيما يلى استعراض لطريقتين من طرق حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط وهي:

الطريقة الأولى: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط من الدرجات الخام: إذا افترضنا أن معادلة الانحدار الخطى هي:

 $\mathbf{u} = \mathbf{i} + \mathbf{v} \mathbf{w}$

فإننا نستطيع تعيين المعادلة إذا علمت قيم أ، ب، فإذا حسبت قيمة ب في المعادلة:

ا = ص - ب س (Y)

فإنه يمكن حساب معادلة انحدار ص على س، والأمثلة التالية توضع طريقة حساب معادلات الانحدار الخطى.

مثال (٨ - ١):

أحسب معادلة انحدار ص على س للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

10	١٣	١.	4	٧	٥	٣	١	س
V	٨	٩	1.	11	14	17	1 £	ص

الحل

س ص	ص'	, ,	ص	<u>س</u>
1 1	197	1	1 8	1
79	179	٩	18	٣
1.	1 £ £	70	17	٥
YY	171	٤٩	111	٧
4.	1	۸۱	1.	٩
99	۸۱	171	9	1.1
1 . 1	7.6	179	٨	18
1.0	19	770	V	10
۸۸ه	971	٦٨٠	Λŧ	7.6
9//	• 1 •	,,,,	صَ = ٥٠,٥	سَ = ۸

$$A \times (1, V_{-}) - 1 \cdot, 0 = 1$$

 $17, 1 + 1 \cdot, 0 = 1$
 $12, 1 = 1$

: معادلة انحدار ص على س هي:

مثال (۸ – ۲):

أحسب معادلة انحدار ص على س للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

ص ۲ ۲ ۳ ۹ ۵ ۹	17	٩	10	٦	٧	٧	س
	9	٥	٩	٣	۲	۲	ص

الحل:

س ص	س'	ص	س
1 £	£ 9	۲	٧
1 £	£ 9	4	٧
١٨	44	٣	٦
180	770	٩	10
\$0	۸١	٥	4
1 £ £	707	4	17
۳٧٠	797	۳.	٦.
		سَ = ٥	س = ۱۰

$$= \frac{\text{i ac } w \text{ od } -\text{ac } w \times \text{ac } \omega}{\text{i ac } w' - (\text{ac } w)'}$$

مثال (۸ – ۳):

أحسب معادلة انحدار س على ص للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

٦	£	۲	٣	٥	س
£	۲	٥	٧	٨	ص

الحار

		العن:
س '	ص	س
٤٠	٨	0
* 1	٧	4
1.	٥	
Y £	٦	· ·
Y £	4	4
119	۳.	W .
	£. Y1	£. A Y1 V 1. 0 Y£ 7 Y£ £

نفرض أن معادلة انحدار س على ص هى:

$$\frac{2u^{2}c}{c} c = \frac{c}{c} \frac{$$

$$7 \times (0.7) = 3 = 3 + 7.0 = 7.3$$

بضرب طرفي المعادلة في ١٠

١٠س = ٤٦ -- ص

الطريقة الثانية: حساب معادلة الانحدار الخطى البسيط بمعلومية معامل الارتباط بين المتغيرين س، ص والانحراف المعيارى لكل منهما:

إذا فرضنا أن معادلة انحدار ص على س هى:

ص = أ + ب س

فإنه يمكن تحديد قيم أ، ب كما يلى:

أ = ص - ب س

 $y = c \times \frac{3\omega}{3\omega}$

وتكون معادلة أنحدار ص على س هي:

$$\begin{array}{ccc}
 & 3 & \omega \\
 & \omega & \omega \\
 & \omega & \omega
\end{array}$$

مثال (٨ - ٤):

أحسب معادلة انحدار ص على س من البيانات التالية باستخدام معامل الارتباط بين س، ص و الانحراف المعيارى لهما:

٨	ź	۲	٧	٥	س
£	٨	٥	٧	٦	ص

الحل:

ح س × ح ص	ح٢ص	ح۲ س	ح ص	ح س	ص	س
صفر	•	١	صقر	١ -	7	٥
١	١	١	١	١	٧	٧
صفر	١		١_	صقر	٥	١٦
£ _	£	£	۲	۲_	٨	٤
٤ _	£	ŧ	٧_	۲+	£	٨
٧ -	1.	١.			۳.	۳.

مثال (۸ - ٥):

أحسب معادلة انحدار ص على س الموضحة بالجدول التالي:

	٤ ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	٧	٤	٦	٥	٣	س
£	٧	٦	£	٣	٦	٥	ص
							الحل:
ح'ص	ح 'س	: ح ص	ح س ×	ح ص	ح س	ص	сш

ح'ص	ح 'س	ح س × ح ص	ح ص	ح س	ص	س
•	£	•		۲_	٥	٣
١	•	•	١	•	٦	٥
٤	١	۲_	٧	١	٣	٦
١	١	1+	1+	1-	٤	£
١	£	۲	۲	۲	٦	٧
£	١	Y_	۲_	١_	٧	£
1	١	1-	1-	١,	£	٦
17	14	۲_			70	٣٥

$$0 = \frac{ro}{V} = \frac{ro}{V}$$

$$0 = \frac{ro}{V} = \frac$$

مثال (۸ - ۲):

حصل أحد الطلاب في الامتحان النصفي لمقرر الإحصاء التربوي على 77 درجة، فما الذي تتنباه لهذا الطالب في الامتحان النهائي علما بأن متوسط درجات الطلاب في مجموعة فصله في الاختبار النصفي هو 4 بانحراف معياري قدره 4 وأن متوسط درجات طلاب فصله في الامتحان النهائي لهذا المقرر هو 4 درجة بانحراف معياري قدره 4 مع العلم بأن معامل الار تباط بين درجات الطلاب في الامتحانين هو 4 - 4 و 4 - 4 معامل الار تباط بين درجات الطلاب في الامتحانين هو 4 - 4 - 4 و المتحانين هو رأي - 4 و المتحانين هو المتحانين هو المتحانين هو المتحانين هو المتحانين هو المتحانين هو المتحانين و المتحانين المتحانين هو المتحانين و المتحانين هو المتحانين و المتحانين و

$$\omega = \omega + \zeta \times \frac{3\omega}{3\omega} \quad (\omega - 9)$$

$$(^{\vee} \cdot - ^{\vee}) \frac{\lambda}{2} \times \cdot , ^{\vee} \cdot + ^{\vee} = \omega$$

مثال (٨ - ٧):

أحسب معادلة انحدار س على ص للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

٥	ź	٣	۲	٧	س
	٦	٣	ź	٥	ص

الحل:

	ح'ص	ح ٰس	ح س × ح ص	ح ص	ح	ص	س
	•	£	•	٠	۲	٥	٧
	١	1	1_	١	١	٤	٦
1	£	£	ŧ	۲	٧_	۳	۳
1	١	١	1-	1	١_	٦	£
	ŧ	•	•	۲		٧	٥
	1.	1.	Y			Y 0	40

$$0 = \frac{70}{0} = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

$$0 = 0$$

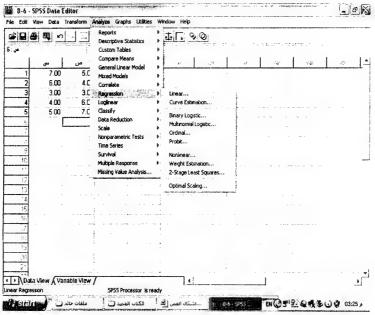
$$0$$

ويضرب طرفي المعادلة في ١٠

١٠ س = ٢ ص + ٤٠

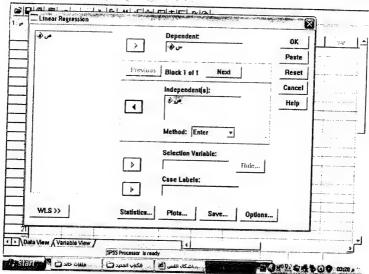
ولإيجاد معادلة انحدار س على ص باستخدام برنامج SPSS نتبع الطربقة التالية:

- نقوم بإدخال البيانات على شاشة Data editor وتحديد نوعية المتغيرين س، ص.
- من قائمة Analyze نختار Rogression فتظهر قائمة منسدلة فرعية - 1 أخرى نختار منها Linear كما يوضح ذلك الشكل التالي (٨ -٢):



شکل (۸ - ۲) في حالة معادلة انحدار س على ص توضع س في خانة المتغير

التابع Dependent وتوضع ص في خانة Dependent



شكل (٨ - ٣) ثم نضغط Ok فتظهر لنا شاشة المخرجات التالية:

Coefficients^a

			dardized icients	Standardized Coefficients		
Model		В	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	4.000	2.939		1.361	.267
	م م	.200	.566	.200	.354	.747

a. Dependent Variable: On

شكل (٨ – 2)
ويتضح من الجدول المعاملات الموضح فى شكل (٨ – 3) أن قيمة Beta هي (٠,٢)، وقيمة الثابت 3 فتكون المعادلة:

س = ۲,۰ ص + ٤

وهي نفس المعادلة لانحدار س على ص التي حصلنا عليها إحصائياً.

Step Wise Regression الانحدار المتعدد الخطوات

طريقة حساب معادلة الانحدار المتعدد:

نفترض أن لدينا عينة مكونة من عدد من الأفراد (ن) وأننا قد قمنا بقياس ٣ متغيرات مستقلة أو أكثر لكل فرد من أفراد هذه العينة. ونفترض أننا نرغب في معرفة أفضل متغير من المتغيرات المستقلة يستطيع التنبؤ بالمتغير التابع أو أننا نرغب في التعرف على أهم متغير من المتغيرات المستقلة من حيث تأثيره في المتغير التابع بالنسبة للمتغيرات الأخرى، وسنرمز للمتغير التابع كما سبق بالرمز ص ونرمز للمتغيرات المستقلة بالرموز س١، س٢، التابع عمال المستقلة وقيم من أعلى معامل ارتباط موجب يمكن الحصول عليه من قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة ومعامل الارتباط المنتعدد. وكلما يزداد عدد المتغيرات المستقلة (س) فإن طريقة حساب قيم أ، ب١، ب٢، ب٣، ... تكون المتعدد.

وفيما يلى يوضح المؤلفان طريقة حساب ب١، ب٢ ثم طريقة حساب أ

١ - حساب قيم ب١، ب٢:

إذا فرضنا أن معادلة الانحدار المتعدد في متغيرين هي:

ص = أ + ب، س، + ب، س،

فإن القيم العظمى لمعامل الارتباط بين قيم ص المشاهدة وقيم ص المحسوبة من معادلة التنبؤ يمكن الحصول عليها إذا عرفنا أن أ، ب١، ب٢ التي تجعل مجموع مربعات الفروق بين القيمتين أصغر ما يمكن.

 \therefore مجموع مربعات الفروق = محـ (ص – صَ) '

فإذا كان متوسط درجات ص هو ص ومتوسط درجات س ١، س ٢ هو على الترتيب س ١، س ٢، فإنه يمكن حساب قيمة أ من المعادلة التالية:

$$i = \omega_1 - \mu_1 \omega_1 - \mu_2 \omega_1$$
 $i = \omega_1 - \mu_1 \omega_1$
 $i = \omega_1 + \mu_1 (\omega_1 - \omega_1) + \mu_2 (\omega_2 - \omega_1)$
 $i = \omega_1 + \mu_1 (\omega_1 - \omega_1) + \mu_2 (\omega_2 - \omega_1)$
 $i = \omega_1 + \mu_1 \omega_1 + \mu_2 \omega_2$

وعندما يكون مجموع مربعات الفروق بين قيم ص المشاهدة وص المحسوبة أقل ما يمكن، فإن قيم ب١، ب٢ لابد وأن تحقق المعادلتين التاليتين:

$$(2)$$
 ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ} ω_{γ}

يتضح من المعادلتين ($^{\circ}$)، $_{\circ}$ 0 أن لدينا معادلتين فى مجهولين هما $_{\circ}$ 1، $_{\circ}$ 1، $_{\circ}$ 2 هاتين المعادلتين بالطريقة الجبرية المعروفة كأن نضرب طرفى المعادلة ($^{\circ}$ 3) فى محس $^{\circ}$ 4 والمعادلة ($^{\circ}$ 3) فى محس $^{\circ}$ 7 والمعادلة ($^{\circ}$ 4) فى محس $^{\circ}$ 8 هما:

$$u^{1}(\alpha - w^{1})(\alpha - w^{1}) + \mu^{2}(\alpha - w^{1}w^{2})(\alpha - w^{1})$$

$$= (\alpha - w^{1}w^{2})(\alpha - w^{1})(\alpha)$$

$$u^{1}(\alpha - w^{1}w^{2}) + (\alpha - w^{1}w^{2})(\alpha - w^{1}) = (\alpha - w^{2}w^{2})(\alpha - w^{2}w^{2})$$

$$(\alpha - w^{2}w^{2})(\alpha - w^{1}w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})$$

$$= (\alpha - w^{1})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})$$

$$= (\alpha - w^{1})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})(\alpha - w^{2})$$

$$\frac{(n - w^{1} - w^{2}) (n - w^{2}) + (1 - w^{2}) (n - w^{2})}{(n - w^{2}) - (1 - w^{2}) (n - w^{2})} = 1$$

$$(\alpha - \omega^{\gamma} \omega) (\alpha - \omega^{\gamma}) - (\alpha - \omega^{\gamma} \omega) (\alpha - \omega^{\gamma} \omega)$$
 $(\alpha - \omega^{\gamma}) = (\alpha - \omega^{\gamma}) (\alpha - \omega^{\gamma})$
 $(\alpha - \omega^{\gamma}) = (\alpha - \omega^{\gamma}) (\alpha - \omega^{\gamma})$

إحسب معادلة إنحدار ص على س١، س٢ الموضحة بالجدول التالي:

1	٨	٣	ŧ	٥	ص
	٤	٧	٣	٦	س ۱
1	٧	۲	٦	٥	س۲

الحل:

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

$$\frac{(nc w \gamma \omega) (nc w^{7},) - (nc w \omega) (nc w \omega)}{(nc w \gamma) - (nc w)} = Y + i$$

س۱ س۲	س ۲	س' ۱	س٢ص	س1ص	س۲	١س	ص
٣.	40	٣٦	40	۳.	٥	٦	0
1.4	77	٩	7 £	11	٦	٣	£
16	£	£ 4	٦	71	۲	٧	٣
47	£4	17	٥٦	44	٧	ŧ	٨
4.	116	11.	111	90	٧.	٧.	٧.
					س ۲ =	سُ۱	صَ = ٥
					٥	o=	

$$\frac{9 \cdot \times 111 - 116 \times 90}{(9 \cdot) - 116 \times 11} = 1$$

مثال (۸ – ۸):

أحسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول التالي:

٦	ź	٥	٣	۲	ص
۲	٦	٥	٤	٣	١س
۰	£	۲	٣	7	۳۷س

الحل

نفرض أن معادلة انحدار ص على س١، س٢ هي:

حيث:

$$\frac{(nc w w) (nc w w) + y + y + (nc w w) (nc w w)}{(nc w w) + y + (nc w) + (nc w)} = 1$$

$$-(nc w 1 w) (nc w 1) - (nc w 1 w) (nc w 1 w 1) - (nc w 1 w) (nc w 1 w) - (nc w 1) - (nc w 1) - (nc w 1) w 1)$$

س۱ س۲	س ۲	س' ۱	س۲ص	س١ص	۲۰۰۰	۱ س	ص
١٨	44	£	17	7	٦	٣	۲
17	٩	٩	٩	14	٣	ź	٣
١.	£	40	١.	40	۲	ا ہ ا	٥
7 £	17	17	17	Y £	£	٦	٤
١.	40	77	۳.	1.4	٥	۲	٦
٧٤	٩.	٩.	٧٧	٧٩	۲.	۲.	۲.
						صَ = ٤	س = ٤

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{12 \cdot 97}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9 \cdot 29} = \frac{2}{2}$$

$$\frac{7(2) - 9 \cdot 29}{7(2) - 9$$

مثال (۸ - ۹):

أحسب معادلة انحدار ص على س١، س٢ للبيانات الموضحة بالجدول

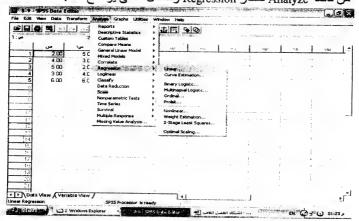
التالي:

٦	٣	٥	£	۲	(10)
٦	٤	۲	٣	٥	١, س
٣	1	٤	۲	٥	۲۰۰۰

الحل

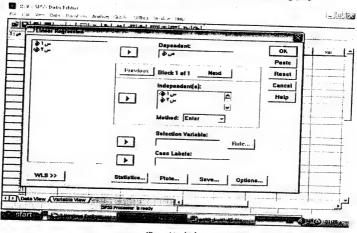
س ۲	س ۱	س٢ص	س١ص	٧س	س ۱	ص
40	40	1.	1.	٥	0	7
£	٩	٨	17	۲	۳	
١٦	£	٧.	١.	٤	Ť	
77	17	14	17	١ ١	· •	-
9	77	1 Å	77	w	4	4
۹.	٩.	٧٤	۸.	Ϋ.	Ψ.	

ولحساب معامل انحدار ص على س١، س٢ باستخدام برنامج SPSS من قائمة Analyze نختار Regression والشكل التالي يوضح ذلك:



شکل (۸ – ۰)

فيظهر لنا النافذة الموضحة في الشكل التالى:



شکل (۸ – ۲)

وحيث أننا نريد إيجاد معادلة انحدار ص على س ١، س ٢ فنضع ص في خانة المتغير التابع Dependent ونضع كلا من س ١، س ٢ في خانة الموادة (Independent(s) ثم نضغط على Ok

Coefficients^a

			dardized icients	Standardized Coefficients		
Model		В	Std. Error	Beta		Sig.
1	(Constant)	6.182	3.145		1.965	.188
	س1	6.061E-02	.567	.061	107	.925
	س2	606	.567	606	-1.069	.397

a. Dependent Variable: ب

شکل (۸ – ۷)

تمارين على الفصل الثامن

أحسب معادلات انحدرا ص على س وانحدار س على ص البيانات

التالية:

						(1 - 1)
٧	٧	٦	٥	٣	۲	<u>"</u>
٧	٧	٧	٦	٣	٥	ص

							(Y - Y)
-	٥	٨	٧	٦	£	٥	س
1	٩	£	۲	4	٣	£	ص

(f - h)

أحسب معادلات انحدار ص على س١، س٢ للبيانات التالية:

٥	٧	٨	ź	٦	ص
٦	ŧ	٥	٣	۲	١س
٦	٧		٣	£	س۲

 $(\circ - \land)$

4	۲	ŧ	٥	٨	ص `
٥	ŧ	٣	١	۲	۱ س
٥	۲	٣	ź	7	س۲

الفصل التاسع تحليل التباين Analysis of Variance

تحليل التباين

Analysis of Variance

تعتبر طريقة تحليل التباين من أهم الطّرق الإحصائية المستخدمة فى الدراسات والبحوث النفسية والتربوية ويهدف تحليل التباين إلى تحقيق الأغراض التالية:

- الكشف عن مدى تجانس العينات ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة.
- ٢- الكشف عن الفروق القائمة بين البنين والبنات سواء في القدرات
 العقلية أو السمات المزاجية أو النواحي التحصيلية.
- ٣ـ قياس مدى تجانس المفردات التي تتألف منها الاختبارات النفسية
 و التربوية.

هذا وتختلف وتتعدد طرق ووسائل هذا النوع من التحليل وسيتعرض المؤلفان في هذا الفصل للطرق العملية البسيطة التي تتصل اتصالاً مباشراً بميادين الدراسات والبحوث النفسية والتربوية.

الخواص الإحصائية للتباين:

- التباین هو متوسط مربعات الانحرافات أو هو مربع الانحراف المعیاری ع⁷.
- ٢- يستخدم تحليل التباين في قياس الفروق الفردية والفروق بين المجموعات.
- وذلك لأنه كما بينا فى الخاصية السابقة أن التباين يعتمد على مدى انحراف درجات كل فرد عن متوسط درجات الأفراد، أو مدى انحراف متوسط كل جماعة عن متوسط الجماعات.
 - ٣- جمع التباين.

إذا أثرت عدة عوامل مختلفة على ظاهرة معينة فإن تباين هذه العوامل يساوى حاصل جمع تباين تلك العوامل. فإذا فرضنا أن العوامل المؤثرة على

الظاهرة هي أربعة عوامل وكان الانحراف المعياري لهذه العوامل هي ع١، ع٢، ع٢، ع٤،

فإن
$$3^7$$
ن = 3^7 1 + 3^7 7 + 3^7 7 + 3^7 3 حبث ن = 1 ، 7 ، 7 ، 3

وهذه الخاصية تفيد فى معرفة أن التباين يمكن حسابه بمعرفة المجموع الحبرى لمكوناته، أما الانحراف المعيارى فإنه لا يخضع لمثل هذا النوع من التحليل وسبب ذلك أن ع لا تساوى ع 1 + 3 + 3 + 3 + 3

ويمكن توضيح هذه الفكرة بالمثال العددى البسيط التالى:

$$(\Lambda)$$
 + (Π) = (Π) + (Λ)

فإن ۱۰ لا تساوى ۲ + ۸.

٤ - التباين الوزنى ومكوناته:

يسمى تباين المجموعات أو العينات بالتباين الوزنى، فقد يسمى متوسط تباينات تلك المجموعات أو متوسط متوسطات تباينات المجموعات تباينا وزنيا، ولحساب التباين الوزنى لدرجات عينتين من البنين والبنات فى أحد الاختبارات النفسية أو التربوية نطبق المعادلة التالية:

على التباين داخل المجموعتين أو حاصل جمع تباين درجات كل مجموعة من تلك المجموعات بالنسبة لمتوسطها. وبذلك يمكن حساب تباين البنين بالنسبة لمتوسط درجات البنين ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين داخل المجموعات Within

Groups ويدل الرمز ق 1 على انحراف متوسط درجات المجموعة الأولى عن المتوسط الوزني للمجموعتين أي أن

ويدل الرمز ق٢ على انحراف متوسط درجات المجموعة الثانية عن المتوسط الوزني للمجموعتين أي أن:

يدل على تباين المجموعتين بالنسبة لمتوسطهما الوزنى ويسمى هذا النوع من التباين بالتباين بين المجموعات Between Groups.

٥- النسبة الفائية والدلالة الاحصانية:

(F. Ratro - Statistical Significance)

يعتمد تحليل التباين على مدى اقتراب التباين داخل المجموعات من التباين بين المجموعات أو مدى ابتعاده عنه.

$$Y = \frac{1 + \frac{3}{4}}{1 + \frac{3}{4}} = \frac{1 + \frac{3}{4}}{1 + \frac{3}{4}} = \frac{1}{4}$$
 حيث ع $Y = \frac{3}{4}$

فإذا كانت قيمة ف غير دالة إحصانيا (أى أن قيمتها تقترب من الواحد) فإنه يمكن استنتاج تجانس المجموعات. والملحق رقم (٣) يوضح دلالة قيم (ف).

طريقة تحليل التباين الأحادي One Way Analysis of Variance

- 1- حساب التباين الداخلى (داخل المجموعات) ذلك بحساب المربعات داخل المجموعات.
- ٢- حساب التباين الخارجي (بين المجموعات) وذلك بحساب المربعات بين المجموعات.

- حساب درجات الحرية لتحويل تلك المربعات إلى التباين المقابل لها
 و الكشف عن الدلالة الإحصائية للنسبة الفائية.
- ٤- حساب النسبة الفائية والكشف عن دلالتها الإحصائية وذلك للتعرف على
 مدى تجانس أو اختلاف تلك المجموعات.

الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين:

- ١- ينبغي أن يكون التوزيع التكراري لمجتمعات العينات هو توزيعاً معتدلاً.
 - ٢ ينبغي أن تكون العينات مأخوذة بطريقة عشوائية.
- اختيار عناصر المقارنة لأى مجموعة يكون مستقلاً عن العناصر لأى مجموعة أخرى.
- ٤- تباين المجموعات الجزئية للمجتمعات المتنوعة هو نفسه لكل
 المجموعات الجزئية أي أن المجموعات الجزئية متجانسة التباين.

أولاً: تحليل التباين لمجموعتين:

مثال (٩ - ١)

الجدول التالى يبين در جات مجموعتين أحدهما من البنين والأخرى من البنات في أحد الاختبارات النفسية والمطلوب دلالة الفروق بين المجموعتين باستخدام تحليل التباين.

1 /	19	19	41	77	۱س
10	1 £	۱۸	19	19	۳س

س' ۲	س ۱	س۲	س ۱
771	049	19	77
771	٤٤١	19	71
# T £	771	1 /	19
197	771	1 £	19
770	771	10	14
1177	7.17	٨٥	1

$$Y \cdot = \frac{1 \cdot \cdot}{\circ} = \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{r \cdot i + i \cdot i} = 1 \cdot \omega$$

$$1 \cdot \cdot \cdot \cdot = {}^{r}(1 \cdot \cdot) = {}^{r}(1 \cdot \cdot)$$

$$1 \cdot \cdot \cdot = \frac{1}{\circ} = \frac{1}{r \cdot i} = 1 \cdot \omega$$

$$1 \cdot \cdot \cdot = \frac{1}{\circ} = \frac{1}{r \cdot i} = \frac{1}{r$$

(أ) مجموع المربعات داخل المجموعتين = ن ا ع ۱ + ن ۲ ع ۲ مجموع المربعات داخل المجموعتين

.. ع ١ = متوسط مربع الدرجات - مربع متوسط الدرجات =

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

7
مجموع المربعات بين المجموعات = ن اق 7 ا + ن 7 و

المتوسط الوزنى لدرجات المجموعتين (م) =
$$\frac{\dot{v} \cdot \dot{v} \cdot \dot{v} \cdot \dot{v}}{1 + \dot{v} \cdot \dot{v}}$$

$$1 \lambda, 0 = \frac{1 \vee \times 0 + \vee \times 0}{0 + 0} = \frac{0 + 0}{0 + 0}$$

$$1, 0 = 1 \lambda, 0 = \vee \times 0 = 1$$

$$0, 1 = 0 = 0$$

$$0, 2 = 0 = 0$$

$$0, 3 = 0 = 0$$

$$0, 4 = 0 = 0$$

$$0, 5 = 0 = 0$$

$$0, 7 = 0 = 0$$

$$^{T}(1,0_{-})^{0} + ^{T}(1,0)^{X} = 0 \times (0,0)^{T} + 0 (-0,0)^{T}$$
 مجموع المربعات بين المجموعتين

(ج) درجات الحرية:

(١) درجات حرية مجموع المربعات الداخلية:

(٢) درجات حرية مجموع المربعات بين المجموعات:

(هـ) حساب النسبة الفانية:

(و) الدلالة الإحصائية للنسبة الفانية:

درجات حرية التباين الكبير = ٢ - ١ = ١

 $\Lambda = \Upsilon - \circ + \circ = \Upsilon - \circ + \circ - \Upsilon = \Lambda$ در جات حریة التباین الصغیر

بالرجوع للجداول الإحصائية يتضح أن قيمة التباين الدال إحصائياً عند مستوى الدلالة الإحصائية (٠,٠١) هي ١١,٢٦ وهي أكبر بكثير من قيمة ف في المثال الحالي:

وتستخدم الجداول الفائية F- Tables هي عبارة عن جداول لحساب نسبة التباين بدرجات الحرية بين المجموعات وداخل المجموعات عند مستويات الدلالة الإحصائية ١٠,٠٠ (معنى مستوى الدلالة ٥٠,٠٠ أي نسبة الشك ٥% ونسبة الثقة ٩٥%) ومستوى الدلالة ١٠,٠ يعنى أن نسبة الشك هي ١%) وفي هذا النوع من الجداول تكون درجات الحرية الأفقية خاصة بدرجات الحرية بين المجموعات ودرجات الحرية الرأسية خاصة بدرجات الحرية داخل المجموعات.

وفى هذا المثال نجد أن قيمة ف لدرجات حرية (١) بين المجموعات، درجات حرية (٨) داخل المجموعات عند مستوى الدلالة 0.000, تساوى 0.000, وعند مستوى 0.001, 0.001, 0.001, وبما أن قيمة ف المحسوبة فى هذا المثال أقل من هاتين الدرجتين فإن النتيجة توضح أن الفرق بين المجموعتين راجع للصدفة فقط

إذن هذه النسبة لا تختلف في جوهرها عن الصفر وقيمتها ترجع إلى الصدفة وعليه فإنه لا توجد فروق جوهرية بين المجموعتين.

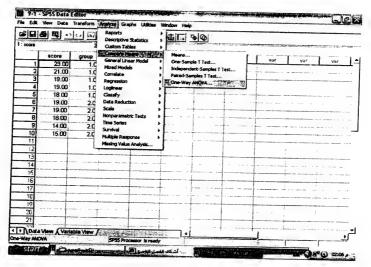
جدول (۹ - ۱): ملخص نتانج تحلیل التباین

مستوى الدلالة	ف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	4 V	£,0	77.0	۸	داخل المجموعات بين المجموعات
	£,V	11,0	٦٠,٥	٩	المجموع

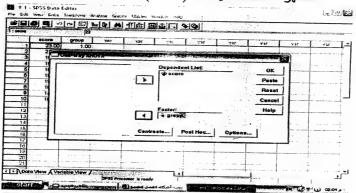
ولإجراء اختبار تحليل التباين الأحادى للمثال السابق (٩ - ١) باستخدام برنامج SPSS تتبع الخطوات التالية:

- اح نقوم بإدخال المتغيرين س١، س٢ في شيت البيانات من Variable View و نختار مستوى القياس المناسب ثم ننتقل إلى Data View و نقوم بإدخال قيم المتغيرين س١، س٢ الموضحة في جدول بيانات مثال (٩ ١) السابق. في عمود و احد و نختار متغير آخر اسمه group.
- ٢- من قائمة Analyze نختار Compare means فتظهر لنا قائمة منسدلة فرعية نختار منها One Way Anova وهي اختصار الأحرف الأولى لتحليل التباين أحادى الاتجاه One Way Analysis of Variance.

ويوضح ذلك الشكل التالي (٩ – ١):



شكل (۹ – ۱) فتظهر لنا النافذة التالية شكل (9 - 7):



شکل (۲-۹)

فنضع المتغير Score في خانة Dependent List في Score والمتغير group في خانة Factor ثم نضغط Ok فنحصل على شاشة المخرجات التالية: ANOVA

S		

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	22.500	1	22.500	4.737	.061
Within Groups	38.000	8	4.750		
Total	60.500	9			

ويتضح من جدول تحليل النباين السابق أن قيمة ف (٤,٧٣٧) غير دالة الحصائيا حيث قيمة مستوى الدلالة المقبولة يجب أن تكون P

و هو نفس الجدول الذي حصلنا عليه بالطريقة اليدوية كما هو موضح في جدول (٩ – ١)

مثال (٩ - ٢):

أوجد دلالة الفروق بين المجموعتين س١، س٢ الموضحتين بالجدول التالى وذلك باستخدام طريقة تحليل التباين:

٦	ŧ	٦	٨	٧	٥	۱ س
٩	٨	7	٥	٧	٧	۲س

لحل

- V	1 . 1		
س ۲	س ۱	۲۰۰۰	۱۰۰۰
٤٩	40	٧	٥
£ 9	111	٧	٧
Y 0	٦٤	•	٨
٣٦	77	٦	٦
₹ £	17	٨	£
۸١	77	9	٦
Y - £	777	£Y	4.1

$$= \frac{r\gamma\gamma}{r} - \left(\frac{r\gamma}{r}\right)^{\gamma}$$

$$\frac{1\cdot}{7} = \frac{777 - 777}{7} =$$

$$\xi^{\gamma} - \frac{\gamma \cdot \xi}{\gamma} = \gamma (\gamma) - \frac{\gamma \cdot \xi}{\gamma} = \gamma \gamma \xi$$

$$\frac{1\cdot}{3} = \frac{79\xi - 7\cdot\xi}{3} =$$

 \cdot مجموع المربعات داخل المجموعتين = ن اع ا + ن ۲ ع ۲ .

$$r \cdot = \frac{r}{r} \times r + \frac{r}{r} \times r = r$$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعتين:

$$7,0 = \frac{\sqrt{7}}{\sqrt{17}} = \frac{27 + 77}{\sqrt{17}} =$$

$$\Upsilon$$
 'ق المربعات بين المجموعات = ن اق المربعات بين المجموع د مجموع المربعات بين المجموعات

$$^{\mathsf{T}}(\cdot, \circ) \times \mathsf{T} + (\cdot, \circ \cdot) \times \mathsf{T} =$$

$$= 7 \times 97.0 + 7 \times 97.0 = 7$$

(جـ) حساب درجات الحرية:

$$1 = 1 - Y =$$

(د) حساب التباين:

$$r = \frac{r}{1}$$
 = $r = \frac{r}{1}$ = $r = r$

جدول (۹ – ۲):

تلخيص نتائج تحليل التباين

ف	التباين	درجات الحرية	مصدر التباين
1,0	4	1.	التباين داخل المجموعات التباين بين المجموعات
		11	المجموع

تانيا: تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر

اتضح لنا فى الأمثلة السابقة طريقة تحليل التباين لمجموعتين وسنحاول فى الأمثلة التالية أن نوضح صلاحية طريقة تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر

مثال (۹ – ۳):

إحسبُ النسبُ الفائية للفروق بين المجموعات الموضحة في الجدول التالى:

1.	٥	٣	س۱
	1.	٤	س۲
	٨	, 4	س۳

الحل

س ۳	س' ۲	س ۱	س۳	س۲	س ۱
1 1	15	9	۲	£	٣
7 £	1	40	٨	١.	٥
		1			١.
٦٨	117	172	١.	1 £	1.4

$$V = \frac{15}{Y} = Y^{-}$$

$$0 = \frac{1}{Y} = Y^{-}$$

$$3^{-} = Y^{-}$$

$$3^{-} = Y^{-}$$

$$4^{-} = Y^{-}$$

$$3^{-} = Y^{-}$$

$$4^{-} = Y^{-}$$

$$3^{-} = Y^{-}$$

$$4^{-} = Y^{-}$$

r () +r() + v()

7 + 7 + 7

$$7 = \frac{27}{V} = \frac{1 \cdot + 12 \cdot + 14}{V} =$$

 $^{\text{T}}$ مجموع المربعات بين المجموعات = ن اق $^{\text{T}}$ ا + ن $^{\text{T}}$ ک + ن $^{\text{T}}$ مجموع المربعات بين المجموعات = ن اق

: مجموع المربعات بين المجموعات =

$$7(r-1)^{2} + 7(r-1)^{2} + 7(r-1)^{2} + 7(r-1)^{2} = 1 + 1 + 1 = 3$$
(c.) cult contains the containing the containing of the containing the containing that the containing the containing that the containing

المستعب الرجاء المرجاء

٢ - بين المجموعات = ٣ - ١ = ٢

(د) حساب التباين:

مجموع المربعات داخل المجموعات -----عدد درجات الحرية

١ـ التباين داخل المجموعات =

مجموع المربعات داخل المجموعات عدد درجات الحرية

٢_ التباين بين المجمو عات =

(هـ) حساب النسبة الفانية:

جدول (۹ – ۳)

تلخيص نتائج تحليل التباين

<u>u</u>	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
V.V.	10,0	7.7	ź	داخل المجموعات
	Υ	ŧ	۲	بين المجموعات
		11	7	المجموع

مثال (٩ - ٤):

أوجد الفروق بين المجموعات النّلاثة التالية بطريقة تحليل التباين:

	£	٥	۲	٣	س۱
,	1	Y	٣	۲	۲ <i>س</i>
,		7	٣	ŧ	۳۰۰

الحل

W 1	Y Y, W	س ۱	س۳	۳س	۱ س
1 0	4	9	£	۲	٣
111		4	٣	٣	۲
	1	40	7	7	٥
, t		1 13		١ ،	£
)	\ \\	i	۲	١
	1	,		 	10
79	7.7	00	,		L

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجمو عات:

$$\frac{1}{\sqrt{\frac{\omega}{\omega}}} - \frac{1}{\sqrt{\frac{\omega}{\omega}}} = 1$$

$$3^{7} l = \frac{00}{2}$$

$$\cdot, \xi = \xi - \xi, \xi = {}^{t}(Y) - \frac{YY}{\circ} = {}^{t}\xi$$

$$\frac{\gamma}{r} = \frac{\gamma \gamma_{-} \gamma_{q}}{r} = {}^{r}(r) - \frac{\gamma_{q}}{r} = {}^{r} \xi$$

مجموع المربعات داخل المجموعات

 $1,\xi = \frac{1\xi}{1}$ = 1, التباين داخل المجموعات

(د) حساب التباين:

749

جدول (۹ – ٤) تلخيص نتانج تحليل التباين

ف	النتباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	1,1	1 1	1.	داخل المجموعات
1.1	1,01	7, · Y	۲	بين المجموعات
		14.4	17	المجموع

مثال (۹ – ٥)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الثلاثة التالية باستخدام

تحليل التباين:

ſ	٩	ź	٦	١.	٥	٨	٧	س
ł	۲	٦	٩	٥	1 •	ź	٦	ص
t				٩	۲	٨	٥	ع

الحل

ع	ص'	س'	ع	ص	س
40	77	٤٩	٥	٦	٧
7 £	17	7 ±	٨	٤	٨
£	١	40	۲	١.	٥
٨١	40	١	٩	٥	1.
	۸۱	47		٩	٦
	44	17		٦	£
	٤	۸۱		۲	٩
175	798	441	Y £	٤ ٢	٤٩

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$= (i \cdot 1 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 1 + i \cdot 7 \cdot 3^{\frac{1}{2}} \cdot 7)$$

$$3^7 = 77 = 77 = 773 = 777 = 7,7$$

$$\forall 0,0 = 77 - 57,0 = 7$$

$$^{\text{Y}}(\text{Y,0})$$
 المجموع المربعات داخل المجموعات = Y $\text{Y$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

جدول (٩ - ٥) تلخيص نتائج تحليل التباين

ف	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	Y,11	1, 7 A	۲	بين المجموعات
۸,۸	1 4 , 4 4	777	10	داخل المجموعات
		٣ ٧٨, ٢٨	17	المجموع

مثال (۹ – ۲)

و أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات الأربعة التالية بطريقة تحليل التباين:

٥	١	٤	٣	۲	۱ س
		١	٣	۲	۳س
			١	٣	س٣
			۲	۲	£ / w

الحل

س ځ	س ۳ ۳	س ۲	س ۱	س ٤	س۳	۳	۱ س
٤	٩	٤	£	۲	٣	۲	۲
٤	١	٩	٩	۲	١	٣	٣
		١	١٦			١	٤
			١				١
			40				٥
٨	1.	\ £	٥٥	٤	£	٦	10
				سَ ٤=٢	س ۲=۲	س۲=۲	ا س ۱=۳

(أ) حساب مجموع المربعات (داخل المجموعات):

$$3^{7} I = \frac{3}{6} - \frac{3}$$

£ 1/5 £ \cdot + T 1/5 T \cdot + T 1/5 T \cdot + T 1/5 T \cdot =

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

$$3^{1}$$
ن (ق 3^{1} + ن 3^{1} ق 3^{1} + ن 3^{1} ق 3^{1} ق 3^{1} ق ن (ق 3^{1} + ن 3^{1}) (ق 3^{1} + 3^{1}

$$T, YY = \frac{Y9}{9} = \frac{\xi + \xi + 7 + 10}{9} = \frac{9}{9}$$

$$\cdot, YA = T, YY - T = 16$$

$$1,77 = 7,77 = 7 = 7$$
 $1.77 = 7,77 = 7$

مجموع المربعات بين المجموعات =
$$0 \times (0.74)^{7} + (0.747)^{7} + (0.747)^{7} + (0.747)^{7}$$

$$1\%, \xi V = Y, 9 \Lambda + Y, 9 \Lambda + \xi, \xi V + Y \xi \cdot, \% =$$

(جـ) درجات الحرية:

$$T = 1 - 2 = 2 = 7$$

۲- بین المجموعات =
$$\frac{17,57}{7}$$

(هـ) حساب النسبة الفائية: التباين الكبير

جدول (۹ – ۲)

تلخيص نتقح تحليل التباين

ن	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التهاين
	1,40	16.	٨	داخل المجموعات
Y,0V	6,69	17,57	٣	بين المجموعات
			11	المجموع

مثال (٩ ـ ٧)

أوجد النسبة الفائية للفروق بين المجموعات التالية باستخدام تحليل التباين:

		Υ	١	س ۱
	١	٣	۲	٧س
	۲	٧	7	س٣
		۲	۲	س ٤
٣	٤	٣	۲	سه

الحل

ı	سه	ئ س	س۳	۳س	س۲	س ه	س ٤	۳س	۳س	س ۱
[٤	٤	77	٤	1	4	۲	٦	۲	١
١	٩	٤	٤٩	٩	٤٩	٣	۲	٧	٣	V I
1	17		£	١١		٤		۲	١	
1	٩					٣				
	۳۸	٨	٨٩	1 £	٥٠	17	£	10	٦	٨
l						س ه=۳	سَ ٤=٢	سُ٣-٥	س ۲=۲	سُ ١=٤

(أ) حساب مجموع المربعات داخل المجموعات:

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7} = 7^{7}$$

$$3^{7} = 7^{7} - 7^{7} = 7^{7$$

$$3^{7} = \frac{7}{7} - \frac{10}{7} = 77,77 = 77,3$$

$$3^2 = \frac{\lambda}{\gamma} - \frac{\lambda}{\gamma} = -i\omega$$
 ع

ع٥=
$$\frac{7}{3}$$
 = 0, $\frac{7}{3}$ = 0, $\frac{7}{3}$ = 0, $\frac{7}{3}$ = 0, $\frac{7}{3}$ مجموع المربعات داخل المجموعات:

٥٥٥٠٠ + ن ٢٥٢٠ + ن ٢٥٢٠ + ن ١٥١٠

$$= 7 \times 9 + 7 \times 77$$
, $+ 7 \times 77$, $+ 7 \times 77$

(ب) حساب مجموع المربعات بين المجموعات:

مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\frac{0 \cdot (m)^{1} + (y^{2} + y^{2})^{2} + (y^{3} + y^{3})^{3} + (y^{3} + y^{2})^{4}}{(y^{3} + y^{2})^{4} + (y^{3} + y^{3})^{4}} = \frac{1}{1 + (y^{3} + y^{3})^{4}}$$

$$= \frac{1 + 7 + 7 + 7 + 7 + 7}{1 + 3 + 7 + 7 + 3}$$

$$\frac{7}{12} = \frac{7}{12} = \frac{7}{12}$$

w 2 W

1AY0 + ATY + YEY

جدول (۹ – ۷) ملخص نتائج تحليل التباين

i	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	مصدر التباين
	۰,۸۷۰	٣٥	ź.	داخل المجموعات
0,70				بين المجموعات
	1,1.	۱۸,٤	£	
			££	المجموع

و يمكن إجراء تحليل التباين الأحادي في المثال السابق (٩ - ٧) وذلك باستخدام بر نامج SPSS الإصدار العاشر وما بعده كما يلى:

- احدهما يسمى Score ويتم فيه إدخال درجات الخمس مجموعات ويكون من النوع Scale والآخر يسمى group وهو متغير إسمى Nominal لتمييز المجموعات س١، س٢، س٣، س٤، س٤، س٥.
- ٢- ندخل من خانة Analyze نختار الأمر الفرعى Compare Means ثم نختار من القائمة Analyze و نتبع نفس الخطوات السابق توضيحها في مثال (٩ ١) كذلك يجب مراعاة تحقق الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين.

تحليل التباين الثناني Two Way Analysis of Variance

فى كثير من البحوث والدراسات النفسية التى تحاول اختبار أثر عاملين مستقلين على متغير تابع، كأن ترغب الدراسة فى التعرف على أثر دافعية الانجاز والجنس (ذكور أو اناث) على التحصيل الدراسي لطلاب الصف الأول الثانوى بالإسكندرية، فإن تحليل التباين الثنائي الذي هو يوضح أثر تفاعل دافعية الانجاز والجنس ولحساب تحليل التباين نتبع الخطوات التالية:

- 1- نظم البيانات في جدول ر × حديث أن ر هي الصفوف وتمثل الطرق المختلفة من نوع المختلفة من نوع آخر.
- كل خلية في الجدول ينبغي أن تحتوى على نفس العدد (ن) من الملاحظات وعدد الخلايا هو v = c
- ٢- ربع كل صنف ثم أجمع كل الأفراد من كل الخلايا لتحسب أ، أ = محـ مربعات جميع الدرجات في كل الخلايا.
 - ٣- أجمع الدرجات الخام في كل خلية ثم أجمع كل الخلايا.

أجمع القيمة الناتجة من الخطوة ٣ والمجموع الكلى للدرجات وهذا يسمى
 ب.

- دذ قیم رحالمختلفة فی الخطوة ۳ ثم أجمع مجامیع الخلایا لكل صف (د ك).
- الناتج مجر (٥) بالنسبة لكل صف، ربع كل قيم دك ثم أجمع الناتج مجر (٤).

تساوى مجموع المربعات للصفوف.

- ٧- والآن ترجع للمقادير التي تم حسابها من الخطوة (٣) في هذه المرة يت حساب المجموع لكل عمود.
- ۸ـ بعد حساب مجموع کل عمود، ربع مجموع کل عمود و اقسم الناتج على
 رن.

٩- مرة أخرى ارجع إلى مجاميع الخلايا التى حسبت فى الخطوة ٣ وربع مجموع عناصر كل خلية التحصل على المجموع الكلى هـ ربع هـ لكل خلية و أجمع الناتج لكل الخلايا.

١٠ - أوجد مجموع المربعات للتفاعل عن طريق

المجموع الكلى - مجموع الصفوف - مجموع الأعمدة - مجموع الخطأ.

١١- أدخل هذه المجاميع في جدول الملخص.

١٢- أقسم مجموع الصفوف على ر - ١ لنحصل على تباين الصفوف.

١٣- أقسم مجموع الأعمدة على رحد ١ لنحصل على تباين الأعمدة.

ا تحصل على تباین التفاعلات على (ر -1) (ح -1) التحصل على تباین التفاعل.

10- إقسم مجموع مربعات الأخطاء على رح(ن - ١) لنحصل على تباين الخطأ.

-17

ف = تباین الصفوف تباین الخطأ بدر جات حریة ر – ۱ أو أرد (ن – ۱)

١٧ - فرص عدم وجود تفاعل يختبر بواسطة.

نباين التفاعل ناين الخطأ

بدرجات حرية (ر - ١) (وح- ١)، رح (ن - ١)

وفيما يلى توضيح لأهم الرموز المستخدمة في التحليل:

س هي الدرجات بصفة عامة.

،س ١ هي الدرجات في العمود.

، س٢ هي الدرجات في الصفوف.

، سَ١ هي متوسط الدرجات في الصف.

، س ٢ هي متوسط الدرجات في الصف.

،سَ هي المتوسط الكلي للدرجات.

ع ١ = تباين العمود.

، ع ٢ = التباين داخل الخلايا.

،ع T= التباين بين متوسطات الصفوف.

،ع ٤ = تباين التفاعل، التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة.

حيث ع, أهو تباين الأعمدة (وينتج من الفروق بين متوسطات الأعمدة)، ع ألم و التباين داخل الخلايا (وينتج من التباين بين الدرجات في داخل كل خلية).

حيث a^{7} , هي تباين الصفوف (وينتج من الفروق بين متوسطات الصفوف).

$$(7) \stackrel{3_1}{\text{b}} = \frac{3_1}{3_1}$$

حيث ع ، تباين التفاعل (وينتج من التباين بين متوسطات الخلايا المختلفة).

درجات الحرية

أ× ب (7) درجات حرية الأعمدة × الصفوف = (عدد الأعمدة - 1) عدد الصفوف - 1).

- (٤) درجات الحرية بين الخلايا = مج (عدد كل خلية ١)
- (°) درجات الحرية الكلية = عدد الأعمدة \times عدد الصفوف \times عدد العناصر في الخلية 1
 - (٦) ملخص البيانات في جدول يتخذ الشكل التالي.

جدول توضيحي يبين تلخيص نتانج تحليل التباين الثناني

مستوى الدلالة	نف	التباين	مجموع المربعات	د. ح	المصدر
					الأعمدة
					الصفوف
					الأعمدة × الصقوف
					داخل الخلايا
					المجموع

مثال توضيحي:

أفترض أن الدرجات المبينة في الأمثلة السابقة ليست مأخوذة من ٣ عينات مستقلة من الطلبة، وأن فئات الطلاب الثلاثة تم تصنيفها على أساس اختبار قبلي. وأفترض أن البيانات التالية هي درجات كل مجموعة مكونة من ٦ طلاب تم اختيارهم عشوائيا وأن كل مجموعة تمثل طريقة تدريس مختلفة.

والجدول التالي يوضح هذه البيانات:

طرق التدريس:

				- 22
المجموع	المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسل
7 £	7	٨	1.	1
* *	٧	٦	1 4	*
Y 1	٤	٨	4	٣
1 🗸	٣	٦	٨	£
11	١,	٣	٧	•
١٣	٣	٥	٥	٦
١٠٨	7 £	٣٦	٤٨	المجموع

١- نوجد مجموع المربعات بين المجموعتين (الأعمدة) وذلك كما سبق
 في الحالة الأولى.

أي مجموع المربعات بين المجموعات =

$$\frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(78)^{7}}{7} + \frac{(78)^{7}}{7} + \frac{(78)^{7}}{7} + \frac{(78)^{7}}{7} + \frac{(78)^{7}}{7} + \frac{(78)^{7}}{7} + \frac{78}{7} + \frac{78}{7}$$

۲- نوجد مجموع مربعات الصفوف (الثلاثيات)
ای=
$$\frac{(27)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7} + \frac{(77)^{7}}{7}$$

$$\text{20,77} = \text{32A} - \text{397,77} = \frac{\text{(1.4)}}{\text{1A}} - \frac{\text{(17)}}{\text{7}} +$$

٣- المجموع الكلى للمربعات:

$$\frac{{}^{\mathsf{T}}(\mathsf{N},\mathsf{N})}{\mathsf{N}} - {}^{\mathsf{T}}(\mathsf{N}) \dots + {}^{\mathsf{T}}(\mathsf{N}) + {}^{\mathsf{T}}(\mathsf{N}) =$$

(مجموع ۱۸ مفردة)

نحسب خطأ مجموع المربعات (البواقي) _ £

وهي عبارة عن المجموع الكلي للمربعات مطروحاً منيه مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع مربعات الثلاثيات

٥- نحسب در جات الحرية

درجات الحرية الخاصة بالتباين بين المجموعات =
$$7 - 1 = 7$$

درجات الحرية الخاصة بالتباين بين الثلاثيات = $7 - 1 = 0$
درجات الحرية الخاصة بكل المفردات = $10 - 1 = 1$

ويمكن تلخيص النتائج السابقة بالجدول الآتى:

Γ	ين.	التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
Г		Y \$	Y	£ A	بين الطرق
1	17,87		٥	\$0,77	بين الثلاثيات
1		1,777	١.	17,77	الخطأ
Г			17	1.7	العجموع

٦- الدلالة الإحصانية الفانية:

وبالبحث في الجداول عن قيمة ف الدرجة حرية (٢) بين الطرق ودرجة حرية (١٠) عند مستوى ٠,٠٥ كانت ف = ٤,١٠ وعند مستوى ٠,٠١ کانت ف = ۲۰۰۲

وحيث أن قيمة ف في مثالنا هذا = ١٧,٣٧

من هنا نجد أن النسبة الفائية المحسوبة وهي ١٧,٣٧ تزيد عن قيمة ف الجدولية عند مستوى ٠٠٠١.

ن ف دالة إحصائيا عند مستوى ٠٠٠٠.

طبيعة خطأ التباين The Nature of Error Variance.

إن طبيعة خطأ مجموع المربعات وبالتالي الخطأ في تقدير التباين يمكن أن يحسب بوضوح من المبادئ الأولية. ولهذا الغرض سنقوم بتحليل البيانات الأصلية مرة أخرى.

والبيانات الأصلية ومتوسط درجات الثلاثيات نوضعها في الجدول التالي:

متوسط الثلاثيات				
	مجموع ١١١	مجموع اا	مجموع I	الثلاثيات
۸,۰۰	٦	٨	1.	
٧,٠٣	٧	7	4	
٧,٠٠	1	λ	,	۲
0,77	*	<u> </u>	` '	٣
۳,٧٦	: 1	, 1	^	٤
٤,٣٣	1	۲	٧	0
6,11		٥	٥	٦ ا
	٤	٦	Α	
			^	المتوسط

المتو سط العام =

$$\frac{\lambda + 7 + 3}{m} = 7$$

- تحذف الفروق بين الطرق المختلفة وذلك كالأتي:
- و توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل مجموعة.
- إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط المجموعة في هذه الحالة نقوم
 بطرح هذا الفرق من كل درجة من درجات هذه المجموعة:
 - وفي مثالنا هذا يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات المجموعة (I).
- إذا كان المتوسط العام يساوى متوسط المجموعة. في هذه الحالة تبقى
 درجات المجموعة كما هي وفي مثالنا هذا تظل درجات المجموعة (II)
 كما هي.
- إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط المجموعة. في هذه الحالة نقوم بإضافة الفرق إلى كل درجة من درجات المجموعة.

وفى مثالنا يجب إضافة ٢ إلى كل درجة من درجات المجموعة (III) وهذا يمكن توضيحه في الجدول الآتي:

البيانات محذوفة منها الفروق بين الطرق

	G) C		1 11 11	
متوسط الثلاثيات	مجبوع ۱۱۱	مجموع ۱۱	مجموع ا	الثلاثيات
۸,۰۰	٨	٨	٨	1
٧,٣٣	٩	٦	٧	۲
٧,٠٠	٦	٨	٧	٣
٥,٦٧	ه	٦	٦	£
٣,٧٦	۳.	٣	٥	٥
1.77	٥	٥	٣	٦
•,,,,	- 4	٦	٦,	المتوسط
1	,			

- ٢- نحذف الفروق بين الثلاثيات وذلك كالأتي:
- توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل ثلاثية.
 - إذا كان المتوسط العام أقل من متوسط الثلاثية.

في هذه الحالة نقوم بطرح الفروق من درجات كل ثلاثية.

فمثلاً بالنسبة للثلاثية الأولى نجد أن المتوسط العام يقل عن متوسط الثلاثية بمقدار ٢.

معنى ذلك أنه يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات هذه الثلاثية.

• إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط الثلاثية في هذه الحالة فإن الفرق يضاف إلى كل درجة من درجات هذه الثلاثية و هكذا. ويمكن توضيح ذلك بالجدول التالى:

جدول بياتات موضحاً فيه الفروق بين الطرق المختلفة مع إزالة الفروق بين الثلاثيات:

متوسط الثلاثيات	مجموع III	مجموع ۱۱	مجموع ١	الثلاثيات
٦	٦	٦	٦	1
٦	٧,٦٧	٤,٦٧	٥,٦٧	4
٦	٧	٥	٦	٣
٦	0,44	7,77	٦,٣٣	ź
7	0,77	0,77	٧,٠٣	٥
٦	٤,٦٧	٧,١٧	٦,١٧	٦
	4	٦	7	المتوسط

المتوسط العام = ٦

وكما موضح بالجدول السابق نجد أن متوسطات الطرق ومتوسطات الثلاثيات قد تم الثلاثيات كلها متساوية ومعنى ذلك أن التباينات لكل من الطرق والثلاثيات قد تم حذفها. ورغم ذلك نجد أن الدرجات كلها ليست متساوية والتباين الباقى هو فى الواقع خطأ التباين.

وخطأ مجموع المربعات يمكن الحصول عليه بواسطة جمع متوسط المربعات الستة.

أى أن تباين الخطأ هو التباين الباقى عندما تتلاشى التباينات من كل المصادر وهي الطرق والثلاثيات في مثالنا هذا.

تحليل التباين للقياسات المتكررة (ANOVA. Ropeated Measures)

مقدمة

يحتاج الباحثون في بعض الأحيان إلى إجراء أكثر من قياس لنفس المجموعة من المفحوصين؛ وقد يكون الهدف من ذلك در اسة التغير ات التي تطرأ على أداء أفراد هذه المجموعة بعد تلقيهم لمعالجة تجريبية معينة.

وفى مثل هذه الحالة نستخدم اختبار يسمى تحليل التباين المتكرر (Repeated Measures)، ويسمى متكررا لأننا نستخدم نفس الأفراد فى جميع القياسات بشكل متكرر.

ويشير حمزة دودين (۲۰۱۰) أنه في هذه الحالة لا توجد فروق بينية بين الأفراد (Between - Group Variance) نظراً إلى أننا نقيس الأفراد داخل المجموعة الوحيدة عدة مرات، ولكن هناك فروق فقط داخل المجموعة (Within - Group Variance) وهي بشكل أساسي بسبب الفروق الفردية المعروفة بين الأفراد.

(حمزة دودين، ۲۰۱۰: ص ۹۹)

مثال توضيحي:

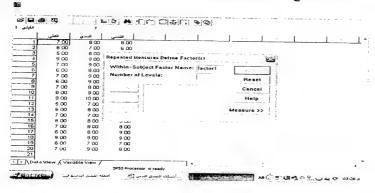
قام أحد الباحثين بتطبيق برنامج لتنمية التفكير على أحد المجموعات وقام بتطبيق اختبار التفكير على أفراد المجموعة قبل البرنامج مباشرة، وقام بتطبيقه مرة أخرى بعد البرنامج مباشرة، ثم طبقه على نفس المجموعة مرة ثالثة بعد مرور شهرين من التطبيق البعدى والجدول التالى يوضح درجات الطلاب بالمجموعة في مواقف القياس الثلاثة وعددهم عشرين طالب

التتابعي	البعدى	القبلي	م
٨	٨	٧	١
٦	٧	7	۲
٦	٦	٥	٣
٨	٩	٩	£
٨	٩	٧	٥

التتابعي	البعدى	القبلى	2
٨	٨	٦	
٩	9	V	
٨	٩	4	
٨	٨	v	1 "
٩	9	1	
٩	١.	9	1 11
٨	٧		14
٩	٨	1	1 17
٨	٧	l v	1 12
٩	٨	4	10
٨	٨	Ċ	I i
٩	λ.	,	17
9	ą l	,	1 1 1
v	v	1	1 / 1
λ Ι	,		19
^	٦	٧	۲.

والمطلوب حساب دلالة الفروق بين متوسطات درجات طلاب نفس المجموعة في فترات القياس الثلاث (القبلي - البعدي - التتابعي)

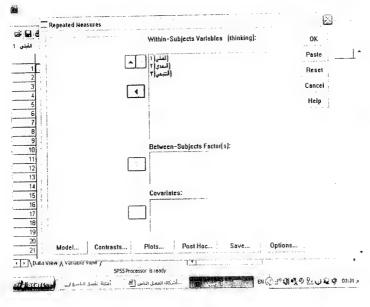
من قائمة Analyze ثم General Linear Model ثم Measures ثم Measures



شکل (۹ – ٤)

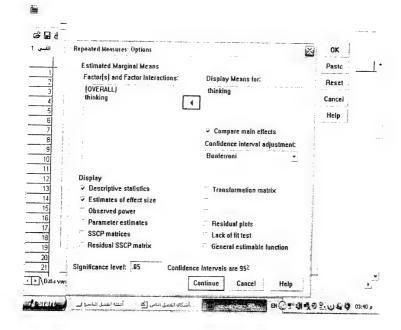
يمكن تسمية المتغير الذى نقيسه مثلاً thinking بدلاً من Factor 1 نحدد عدد فترات القياس وهى ثلاثة فى الخانة الفارغة أمام Number .of Levels

ثم نضغط على Define بعد أن أصبح نشطاً فتظهر لنا النافذة التالية شكل ($^{\circ}$ - $^{\circ}$) :



شکل (۹ – ۰)

- ننقل المتغير ات الثلاثة (القبلى البعدى التتابعى) إلى خانة (Within ننقل المتغير ات الثلاثة (Subject Variables) كما هو موضح فى شكل (9 9) السابق، وحيث أن المجموعة و احدة فقط فلا نضع شئ فى خانة (Between Subjects Factor).
 - بالضغط على أيقونة Options فتفتح لنا النافذة التالية شكل (٩ -٦):



شکل (۹ – ۲)

- ضع المتغير thinking في خانة (Disply Means for).
- والإجراء المقارنات الثنائية بين الأوزان نختر (Compare main effects)
- والحفاظ على مستوى خطأ النوع الأول مع عدة مقارنات بدون زيادة نختر (Bon Ferroni) مثلاً.
 - ـ يمكن التأشير على (Descriptive Statistics)
 - ويمكن التأشير كذلك على (Estimate of effect size).
- ثم نضغط على (Continue) لترجع إلى النافذة السابقة، ثم يمكن الضغط على مربع (Plots) فتفتح النافة التالية (P-):

	Repeated Measures: Pro	tile Plots	29	Paste
	Factors:	Horizontal Axis:	Continue	Reset
	thinking	4 thinking	Cancel	Cancel
	-	Separate Lines:	Help	Help
	1.			
	÷	Separate Plots:		
	: Plots: Add			
	:		,	
	1			
	100			
	There is an included and	alder and all and all and an experience of the second		
Model	Contrasts Plo	ts Post Hoc	Save Options	

شکل (۹ – ۷)

يمكن وضع المتغير thknkir.g في خانة (Horizontal Axis) ثم نضغط على OK. على المربع Add ثم ontinue لترجع إلى النافذة السابقة ثم نضغط على OK. النتانج:

الجدول الموضح بالشكل (١ - Λ) يوضح لنا أن في الاختبار متغير واحد هو التفكير thinking ومقاس ثلاث مرات Within-Subjects Factors

Measure MEASURE 1

Weasure. WEASURE	Dependent
THINKING	Variable
1	القبلي
2	المبعدي
3	النتبعي

شکل (۹ – ۸)

ويوضح الجدول الموضح بالشكل (٩- ٩) نتائج الإحصاء الوصفي التالي:

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
القبلي	6.8000	1.19649	20
البعدي	8.1500	.98809	20
التتبعي	8.1000	.91191	20

شکل (۹ – ۹)

ويلخص الجدول وصفا مختصرا لمتوسطات درجات الأفراد وعددهم ٢٠ طالب وكذلك الانحراف المعيارى وعدد الأفراد في كل فترة من فترات القياس.

ويلاحظ الفارق الواضح بين متوسط القياس القبلي، وكلا من متوسط القياس البعدي، ومتوسط القياس التتبعي. أما الجدول التالي فيستخدم لافتراض الكروية (Sphericity) حيث يشير حمزة دودين (۲۰۱۰) إلى أن هذا الافتراض يعنى أن تكون الارتباطات الثنائية بين مرات القياس الثلاثة متساوية أو متقاربة، ويمكن التحقق من ذلك من خلال اختبار (Mauchly)، كما هو موضح بالشكل (۹ ـ س ۱۰):

Mauchly's Test of Spheričity

Measure: MEASU	RE_1						
						Epsilor	
Within Subjects Ef	Mauchly's M	Approx.		0:-	Greenhous		
THINKING	.724	5.810	df	Sig.	e-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound

Tests the null hypothesis that the error covariance matrix of the orthonormalized transformed depender proportional to an identity matrix.

Design: Intercept
Within Subjects Design: THINKING

شکل (۹ ــ ۱۰)

وننتقل الآن إلى الجدول المهم الذي يمثل نتائج تحليل التباين الداخلي (Sphericity) وفي حالة عدم تحقق افتراض (Sphericity)

a. May be used to adjust the degrees of freedom for the averaged tests of significance. Corrected test Tests of Within-Subjects Effects table.

يمكن إهمال السطر الأول والشكل التالي (٩- ١١) يوضح نتيجة اختبار تحليل التباين لفترات القياس الموضحة في المثال التوضيحي السابق.

Tests of Within-Subjects Effects

Measure: MEASURE 1

	pe III Su				artial Et
Source	f Square		ean Squa F	Sig.	Squared
THINKING Sphericity As	23.433	2	11.717 28.002	.000	.596
Greenhouse-	23.433	1.568	14.949 28.002	.000	.596
Huynh-Feldt	23.433	1.684	13.918 28.002	.000	.596
Lower-bound	23.433	1.000	23.433 28.002	.000	.596
Error(THIN Sphericity As	15.900	38	.418		
Greenhouse-	15.900	29.784	.534		
Huynh-Feldt	15.900	31.990	.497		
Lower-bound	15.900	19.000	.837		

شکل (۹ -- ۱۱)

وبعد أن وجدنا فرقاً دالا إحصائياً في درجات التلاميذ بين فترات القياس الثلاثة ربما يكون من المفيد تحديد فيما إذا كان هذا الفرق دالا إحصائيا بين التطبيق القبلي والبعدي أو بين التطبيق البعدي، والتطبيق التتبعي أو بين التطبيق القبلي والتطبيق التتبعي وهذه المقارنات يوضحها الجدول التالي (P-YI):

Pairwise Comparisons

Measure: MEA	SURE_1						
		Mean Difference			95% Confidence Interval for Difference ⁸		
(I) THINKING	(J) THINKING	(I-J)	Std. Error	Sig. ^a	Lower Bound	Upper Bound	
1	2	-1.350*	.182	.000	-1.827	873	
	3	-1,300*	.252	.000	-1.962	638	
2	1	1.350°	.182	.000	.873	1.827	
	3	5.000E-02	.170	1.000	396	.496	
3	1	1.300*	.252	.000	.638	1.962	
	2	-5.000E-02	.170	1.000	496	.396	

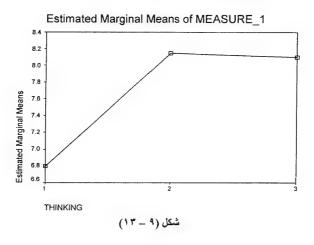
Based on estimated marginal means

شکل (۹ - ۱۲)

^{*} The mean difference is significant at the .05 level.

a. Adjustment for multiple comparisons: Bonferroni

ومنه نلاحظ أن هناك فرقا دالة إحصائيا بين التطبيق القبلى والبعدى، وكذلك هناك فرقا دال إحصائيا بين التطبيق القبلى والتتبعى والشكل التالى (٩ – ١٣) يوضح ذلك.



الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية Statistical Signeficance

النسبة الحرجة Critical Ratio اختبار "ت" Test "" اختبار فروض البحث العلمي Tests and Hypothses Testing



الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية

Statistical Signeficance

تهدف اختبارات الدلالة الإحصائية إلى الكشف عن مدى اقتراب المقاييس الإحصائية للمجتمع الأصل، ولذلك ولذلك فإن الثقة تزداد في مقاييس العينة كلما اقتربت من أصلها أى أن الثقة في مقاييس العينة تزداد كلما كان انحرافها عن مقاييس المجتمع الأصل صغيرا.

ويستخدم الخطأ المعيارى Standard Error الذى يدل على مدى الخطأ المحتمل لتلك المقاييس في ابتعادها أو اقترابها من مقاييس المجتمع الأصلى. ويمكن استخدام الانحراف المعياري أيضاً لهذا الغرض.

الخطأ المعياري لمتوسط العينة:

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوائية الواحدة بالجذر التربيعي لتباين المتوسط ويكون حساب الخطأ المعيارى من إحدى المعادلتين التاليتين:

المعادلة الأولى:

المعادلة الثانية:

الخطأ المعيارى =
$$\sqrt{\frac{مد - 5}{0}}$$

حيث مدح ح من مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط، ن هي عدد أفراد العينة.

مثال (۱۰ – ۱)

إذا أخذت عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ طالب وحسب المتوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ١١٥ وحسب الانحراف المعيارى فكان ٢٦,٢٥ فأوجد الخطأ المعيارى؟

الحل:

الخطأ المعيارى =
$$\frac{3}{\sqrt{\dot{v}}}$$
 الخطأ المعيارى = $\frac{71,70}{\sqrt{1.1}}$ الخطأ المعيارى = $\frac{3}{\sqrt{1.1}}$

الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين:

أولاً: إذا كان المتوسطان مرتبطان:

إذا كان متوسطا درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للحساب والآخر للهندسة هما س1، س1 وكانت درجات الطلاب في هذين المقررين مرتبطين وكان معامل الارتباط بينهما هو ر، فإذا كان الخطأ المعياري لمتوسط درجات اختبار الحساب ع س1. وكان الخطأ المعياري لمتوسط درجات اختبار الهندسة هو $\frac{3}{2}$ س2.

تأنيا: إذا كان المتوسطان غير مرتبطين:

إذا تم حساب متوسطى درجات مقرر الرياضيات لتلاميذ مدرستين أحدهما للبنين والأخرى للبنات فإنه لا يمكن حساب العلاقة بين درجات البنين ودرجات البنات في اختبار الرياضيات لأن الارتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب في كل مرة نختبره فيها ودرجاته في المرة التي تليها. ويمكن اعتبار أن ر = صفر في هذه الحالة.

و عليه فإننا عوضنا في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين مرتبطين عن قيمة ر= ، يكون الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين غير مرتبطين كما هو مبين في المعادلة التالية:

الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين غير مرتبطين = $\frac{3, ' + 3, '}{w, + w, '}$

وفيما يلى يستعرض المؤلفان طرق حساب دلالة الفروق بين المتوسطين.

١- النسبة الحرجة: Critical Ratio

لحساب دلالة الفرق بين متوسطين نحسب الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين ثم نحسب النسبة الحرجة من المعادلة التالية:

الفرق بين المتوسطين النسبة الحرجة = الخطأ المعياري للفروق بين المتوسطين

فإذا كان المتوسطان مرتبطان فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يكون $\sqrt{3 m^2 + 3 m^2 - 7 (3 m^2 + 3 m^2)}$

حيث س ٢، س ٢ هما متوسطى درجات أفراد المجموعتين فى اختبارين، س ٢ع، س ٢ع هما الخطآن المعياريان للمتوسطين السابقين، ر هو معامل الارتباط بين درجات الاختبارين.

مثال (۱۰ - ۲)

إذا كان متوسط درجات مجموعتين مختلفتين من طلاب المدارس الثانوية بالمدينة المنورة في اختبار الذكاء هي:

متوسط ذكاء المجموعة الأولى ١٠٩ وانحر اف المعيارى ١٧,٢ ومتوسط ذكاء المجموعة الثانية هو ١١٣ وانحر افه المعيارى هو ١٦,٨ فاوجد النسبة الحرجة.

الحل:

المجموعتين غير مرتبطين الأنهما من مدرستين مختلفتين

$$\lim_{\lambda \to \infty} \frac{|\dot{\chi} - \dot{\chi}|}{|\dot{\chi} - \dot{\chi}|} = \frac{|\dot{\chi} - \dot{\chi}|}{|\dot{\chi} - \dot{\chi}|} = \frac{|\dot{\chi} - \dot{\chi}|}{|\dot{\chi} - \dot{\chi}|}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}} = \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}} = \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}} = \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{1 + \dot{\chi}}} = \frac{1}$$

مثال (۱۰ - ۳)

إذا كان متوسطات درجات مجموعة من الطلاب في اختبارين أحدهما للقراءة والأخر للتعبير هما ٣٠,٦، ٣٤,٥ على الترتيب وكان الخطأ المعياري لدرجات الطلاب في القراءة هو ٦,٢ والخطأ المعياري لدرجات الطلاب في التعبير هو ٤,٨ وكان معامل الارتباط بين درجات الطلاب في اختباري القراءة والتعبير هو ٧,٠ فما هي النسبة الحرجة.

الحل

اختبار (ت) للفروق بين المتوسطات:

فى البحوث والدراسات التجريبية، يحصل الباحث على ملاحظات عن أفراد عينة البحث فإذا كان عدد هذه الملاحظات "ن" وكانت عينة الأفراد هى عينة عشوانية فإن تباين هذه العينة (ع") يمكن حسابه من المعادلة التالية:

$$3^{7} = \frac{(\omega - \omega)^{7}}{\dot{\upsilon} - 1}$$

وعدد درجات الحرية يساعد فى تحديد تباين العينة ومقدار درجات الحرية لعينة عدد أفرادها ن هى (ن - ١). وقبل شرح طرق حساب دلالة الفروق بين متوسطات باستخدام اختبار "ت" فإنه ينبغى على الباحث أن يتحقق من بعض الشروط الأساسية فى متغيرات بحثه.

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام اختبار "ت":

توجد عدة شروط أساسية ينبغى على الباحث أن يتحقق منها فى متغيرات بحثه قبل أن يستخدم اختبار "ت" فى حساب دلالة الفروق بين المتوسطات، وإلا فإن الناتج الذى يتوصل إليه الباحث لن يعبر عن الحقيقة. ولذلك فإن على الباحث أن يدرس متغيراته من النواحى التالية:

- حجم العينة
- الفرق بين حجمي العينتين.
 - مدى تجانس العينات.
- مدى اعتدالية التوزيع التكرارى لعينتى البحث.

وفيما يلى عرض موجز لهذه الجوانب:

١ - حجم العينة:

حيث أن اختبار "ت" يصلح للعينات الصغيرة (ن<00)، فإنه يصلح أيضاً للعينات الكبيرة والتي تصل في بعض الأحيان إلى 1000 أو أكثر من ذلك وحتى ما لا نهاية (∞).

٢ - الفرق بين عينتي البحث:

يجب ألا يكون الفرق بين عينتى البحث كبيرا جدا لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة "ت" وذلك لأن مستوى الدلالة يتأثر إلى حد كبير بدرجات الحربة.

٣- مدى تجانس العينتين:

يقاس التجانس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرح التباين الأصغر من التباين الأكبر على التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة تسمى النسبة الفائية (ف) وترجع هذه التسمية إلى اسم واضعها هو العالم فيشر Fisher

وتكون العينة متجانسة تماماً إذا كانت ف = ١ وتعتبر العينة متجانسة اذا كانت قيمة "ف" غير جو هرية.

(٤) مدى اعتدالية التوزيع التكراري لعينتي البحث:

معنى اعتدالية التوزيع التكرارى هو التحرر من الالتواء السالب أو الموجب والتوزيع الاعتدالى هو التوزيع الخالى من الالتواء. ويجب أن يكون التوزيعان التكراريان للعينتين اعتداليان.

وينحصر الالتواء بين - ٣ و + ٣ الذي يمكن حسابه من المعادلة التالية:

توزيع "ت" The "T" Distribution

إذا كان متوسط مجتمع الأصل هو م وكان متوسط العينة هو سَ فإن المعادلة التي تحدد قيمة "ت" هي:

حيث ع س هو الخطأ المعياري لمتوسط العينة.

قيمة "ت" الناتجة لها توزيع معروف يسمى توزيع "ت" ويحسب مستوى دلالة قيمة "ت" من الملحق رقم (٤).

الحالات المختلفة لحساب قيم "ت":

١- دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين غير متساويتين
 في عدد الأفراد.

طريقة الحساب:

- نوجد الفرق بین المتوسطین س ۱ س۲.
- نحسب الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين وتكون قيمته في هذه الحالة كما بلي:

• نوجد قيمة ت المحسوبة وتساوى خارج قسمة الفرق بين المتوسطين على الخطأ المعيارى.

أحسب قيمة ت امتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

الحل

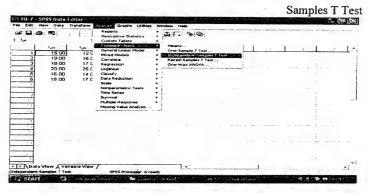
$$\frac{1}{(\frac{1}{N} + \frac{1}{N})} \qquad (\frac{7}{V} + \frac{1}{V} + \frac{1}{V} + \frac{1}{V}) = \frac{1}{N}$$

$$\frac{\left\langle \frac{1}{\gamma_{+}} + \frac{1}{\gamma_{-}} \right\rangle \left(\frac{10 \times 17 \cdot + 1 \cdot \times 1 \cdot \cdot \cdot}{\gamma_{-} + 1 \cdot \cdot \cdot + 1 \cdot \cdot \cdot} \right)}{\left(\frac{1}{\gamma_{-} + \gamma_{+}} \right)} = \frac{1}{\langle \frac{1}{\gamma_{-} + \gamma_{+}} \rangle} = \frac{1}{\langle \frac{1}{\gamma_{-} + \gamma_{+}} \rangle}} = \frac{1}{\langle \frac{1}{\gamma_{-} + \gamma_{+}} \rangle}} = \frac{1}{\langle \frac{1}{\gamma_{-} + \gamma_{+}}$$

(٢) دلالة الفرق بين متوسطين غير مرتبطين لعينتين متساويتين في عدد الأفراد: لحساب قيمة "ت" في هذه الحالة نتبع الخطوات السابقة ولكن باعتبار أن ن ١ = ن ٢ = ن. في معادلة الخطأ المعياري للفرق بين متوسطين

$$\frac{1 - w^{-1}}{2}$$

ولحل نفس المثال السابق باستخدام برنامج SPSS فإننا نقوم بتحديد متغيرين أساسين في Variable View أحدهما يسمى group وهي متغير اسمي Nominal لتصنيف أفراد المجموعتين مثلاً بأخذ القيم (١) للدلالة على المجموعة الأولى، (٢) وذلك للدلالة على المجموعة الثانية و المتغير الثانى يسمى مثلاً Score وهو من النوع Scale وذلك للدلالة على درجة كل تلميذ ومن قائمة Analyze ختار Compare Means ثم نختار من القائمة المنسدلة كما يوضح ذلك الشكل التالى (۱۰ – ۲): - Independent



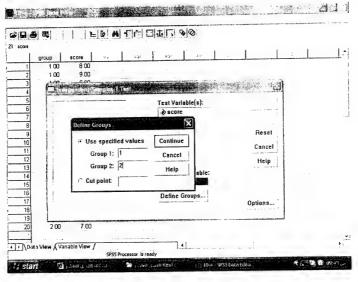
شکل (۱۰ – ۲)

فتظهر لنا النافذة التالية شكل (١٠ – ٣):



شکل (۱۰ – ۲)

وكما يوضح الشكل السابق يطلب منك البرنامج تعريف المجموعتين الضابطة والتجريبية مثلاً، ولتحقيق ذلك نضغط على مربع Define groups كما يوضح ذلك الشكل التالى شكل (١٠ - ٣):



شکل (۱۰ – ۳)

فننقل المجموعتين ۱، ۲ إلى الخانتين Group 2, Group 1 حتى يميز البرنامج استقلال درجات المجموعتين ثم نضغط مربع Continue فنجد أن مربع Ok أصبح نشط فنحصل على شاشة المخرجات الخاصة بالمثال.

مثال (۱۰ -٥)

أحسب قيمة ت امتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

$$1 \wedge \cdot = 1$$
س $1 = 1$ س $1 \wedge \cdot = 1$ ن $1 \cdot \cdot = 1$ ن

(٣) دلالة الفرق بين متوسطين غير متجانسين وغير مرتبطين:

إذا كان عدد أفراد مجموعة (١) هو ن١ ومتوسطها س١ وكان عدد أفراد مجموعة أخرى (ب) هو ن٢ ومتوسطها س٢ فإذا كان الانحراف المعيارى للمجموعة (أ) هو ع١ والانحراف المعيارى للمجموعة (ب) هو ع٢ فإن الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين يحسب من المعادلة:

$$\frac{37}{10} + \frac{31}{10} + \frac{37}{10}$$
 الخطأ المعيارى = $\sqrt{\frac{31}{10}}$

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٩٨ تلميذا في أحد المدارس المتوسطة بالمدينة المنورة هو ١٠٢ بانحراف معياري قدره ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة مكونة من ٢٧ تلميذة بأحد المدارس المتوسطة للبنات

بالمدينة المنورة أيضاً هو ١٠٠ بانحراف معيارى قدره ١٢ فما قيمة "ت" للفرق بين المتوسطين؟

(٤) دلالة الفرق بين متوسطين مرتبطين:

إذا أعيد إجراء نفس الاختبار على مجموعة الأفراد فى وقت آخر كما يفعل الباحث عند حساب ثبات اختبار بطريقة إعادة الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة "ت":

حيث س ف هي متوسط الفروق بين درجات المجمو عتين.

مدح في هي مجموع مربعات انحرافات الفروق بين الدرجات عن متوسطها وهذه الطريقة تقتضى أن يكون عدد أفراد العينتين متساويتين وذلك لأن الدرجات المتناظرة في العينتين مرتبطة.

مثال (۱۰ – ۷) احسب قيمة "ت" للفرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى:

19	17	۲.	1.4	19	10	۱س
۱۷	١٤	40	17	17	17	۳س

ح٢ف	ح ن	الفروق بين الدرجات (ف)	س۲	۱۰۰۰
٤	۲	٣	17	10
£	4	7	17	19
.	•	1 1	1 ٧	١٨
٣٦	7_	0_	Y 0	٧.
1	1	1 4	١٤	17
١	1	۲ ا	17	19
٤٦		٦	1.1	1.7

$$\frac{1}{\frac{1}{(1-1)^{\frac{1}{1}}}} = \frac{\frac{1}{\frac{1}{1}}}{\frac{1}{1,07}} = \frac{1}{\frac{1}{1,07}}$$

ولحل نفس المثال السابق (١٠ – ٧) باستخدام برنامج SPSS يمكن إتباع الخطوات التالية:

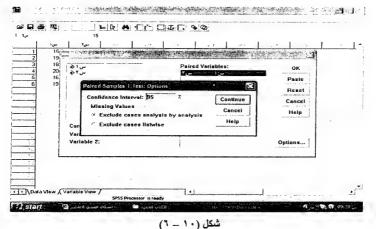
- ا نقوم بإدخال البيانات س، س، في عمودين مستقلين كل عمود يمثل درجات مجموعة مثلاً س ا التطبيق القبلي، وس ٢ التطبيق البعدي.
- Analyze ثم نختار من القائمة Analyze ثم نختار من القائمة Paired Samples T المنسدلة T T المنسدلة T -



ننگل (۱۰ – ۵)

Verieble 1: Varieble 2:

٤- ويمكن الضغط على مربع Options فيظهر لنا النافذة التالية شكل (١٠١-):



ويمكن منها تحديد فترة الثقة المطلوبة سواء ٩٠% أو ٩٩% ثم نضغط
 OK فنحصل على شاشة المخرجات التالية شكل (١٠ – ٧):

Paired Samples Test

	Paired Differences							
			95% Confidence Interval of the					
			td. Erro	Difference				
	Mean	d. Deviation	Mean	Lower	Upper	t	df	g. (2-taile
- سPair 2	1.0000	3.03315	.23828	2.1831	4.1831	.808	5	.456

شکل (۱۰ – ۷)

ويتضح أن مستوى الدلالة ٢٥١،٠ أى أكبر من ٠٠،٠ بالتالى فإن قيمة ت (٠٠٨٠٨) وهى نفسها التى حصلنا عليها من حل المثال يدويا ولكنها غير دالة إحصانيا.

اختبار فروض البحث العلمى:

يقصد بالفرض العلمى أنه حل مقترح لمشكلة البحث، هذا الحل يصوغه الباحث صياغة واضحة دقيقة بحيث لا تعطى أكثر من معنى واحد ولا يتضمن اكثر من علاقة واحدة يمكن اختبار مدى صحته بطريقة إحصائية.

ويمكن تعريف الفرض العلمى على أنه تفسير محتمل للعوامل التى يحاول الباحث فهمها، ويمكن اعتبار أن الفرض هو مجرد تعميم مبدئى تظل صحته وصلاحيته موضع اختبار.

خصائص الفرض العلمي:

ينبغي أن يتوفر في الفرض العلمي الشروط التالية:

- ان يكون لكل فرض إجابة صحيحة واحدة ولا يحتمل أكثر من إجابة واحدة.
- ٢- أن يكون الفرض العلمي بسيطاً في صدياغته وأن يقدم أبسط حمل
 المشكلة
- تبغى ألا يتعارض الفرض مع الحقائق التى تم التوصل إليها عن طريق البحث العلمي.
 - ٤- أن يكون للفرض قوة تفسيرية.
 - ٥- أن يوضح الفرض علاقة بين متغيرين أو أكثر
 - آن يكون الفرض العلمى واضح الصياغة ومحدود المعنى.
- ان يصاغ الفرض بطريقة تسمح باختباره إحصائيا أو بطريقة تمكن
 الباحث من قياس احتمال وجوده في الواقع.
- ۸- یجب أن یكون الفرض العلمی مبنیا علی معلومات أو إطار نظری یستمد
 منه أحد جو انبه.
- ٩- يجب أن يتناول الفرض العلمى علاقة محدودة بين متغيرين بحيث يمكن
 ملاحظة هذه العلاقة وقياسها.

البيانات الإحصائية والفروض العلمي:

تحتوى البيانات الإحصائية على المعلومات الموجودة فعلا أما الفروض فتتناول ما يتوقع الباحث وجوده، والفرض العلمى يتسم بالجدة وافتراض علاقات محتملة بين المتغيرات التي تتضمنها مشكلة البحث. أما البيانات الاحصائية فتعتبر الأدوات التي تساعد الباحث على اختبار الفروض وإثبات درجة احتمالها ووجودها في الواقع وتوجد عدة طرق لصياغة الفروض منها ما يلي:

- ١- فروض موجهة تبحث علاقات طردية أو علاقات عكسية أو فروق
 جو هرية بين المتغيرات.
 - ٢- فروض غير موجهة مثل الفروض التساؤلية أو الفروض الصفرية.

والفرض الصفرى ينص على عدم وجود العلاقات الجوهرية بين المتغيرات أو عدم وجود الغروق ذات الدلالة الإحصائية بين متوسطى درجات المجموعة الأولى والمجموعة الثانية (أى أن سَ $1 = w^{\gamma}$).

أنواع الفروض العلمية:

يوجز المؤلفان أهم أنواع الفروض العلمية فيما يلى:

١ ـ الفروض الاستقرانية Inductive Hypotheses:

فى هذه الحالة يقوم الباحث بصياغة فروض بحثه على هيئة تعميمات للعلاقات الملحوظة بين المتغيرات. أى أن الباحث يقوم بملاحظة السلوك والأنماط والعلاقات المحتملة. ثم يفترض توضيحات لهذه الملحوظات، وبالطبع فإن عملية الاستدلال Reasoning ينبغى أن تكون مواكبة لدراسة البحوث السابقة لتحديد النتائج التى توصل إليها الباحثون الأخرون فى اختبار مثل هذا الفرض. والطريقة الاستقرائية تغيد الباحث من الناحية العملية. فالباحث يلاحظ سلوك المفحوصين الذين يمثلون أفراد عينة بحثه ويحاول بعد ذلك استقراء المعلومات ومحاولا صياغة تعميمات يحاول بواسطتها توضيح العلاقات التى تمت ملاحظتها.

٢- الفروض الاستنباطية Deductive Hypotheses:

الفروض التى تشتق من بعض التعميمات المرتبطة بالعلاقات أو التى تستنبط من الإطار النظرى للبحث تتميز بانها يمكن أن تؤدى إلى تعميمات أكثر للمعلومات، فالفرض الذى يشتق من نظرية يعرف بالفرض الاستنباطى. وهذا النوع من الفروض تم صياغته فى ضوء استقراء بعض الحالات الضرورية والخروج منها ببعض التعميمات التى تقبل الاختبار الإحصائى والتى يمكن أن تسمى فروضاً علمية. ومثل هذه الفروض يمكن صياغتها من خلال الخبرات المباشرة للباحثين الناتجة عن احتكاكهم بالمواقف المتباينة، ولأن مثل هذه الفروض تصاغ من خبرات خاصة فى أماكن محددة فإنها تفيد فى حل بعض المشكلات المعينة و على نطاق ضيق ولكنها قد تقود إلى سلسلة من الاستنتاجات المفيدة والتى تصلح انفسير الظواهر بدرجة محددة.

اختبار صحة الفروض العلمية:

ينبغى على الباحث أن يختار الطرق الإحصائية المناسبة لاختبار كل فرض من فروض البحث، وتعتمد الطريقة الإحصائية على نوع الفرض العلمى، فالطريقة الإحصائية التى تستخدم لاختبار الفرض الذى يبحث علاقة بين متغيرين تختلف عن الطريقة الإحصائية التى تستخدم لاختبار الفرض الذى يبحث الفرق بين مجموعتين من الأفراد فى متغير معين، كالمقارنة فى مفهوم يبحث الفرق بين مجموعتين من الأطفال والمراهقين مثلاً. فالنوع الأول من الفروض الذى يبحث العلاقات بين المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا باستخدام أى طريقة من طرق حساب معامل الارتباط حسب نوع البيانات وحسب الهدف من البحث. والنوع الثاني من الفروض الذى يبحث الفروق بين المجموعات فى متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا عن طريق استخدام متغير من المتغيرات يمكن للباحث أن يختبره إحصائيا عن طريق استخدام معادلة النسبة الحرجة المناسبة أو معادلة اختبار "ت" المناسبة حسب طبيعة البينة وخصائصها.

تمارين على الفصل العاشر

(1-1.)

إذا كان متوسط درجات ٣٥ تلميذا في مادة الحساب هو ٧٨ درجة بانحراف معياري قدره ١٠ في الامتحان النصفي بأحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة وفي الامتحان النهائي كان متوسط درجات هؤلاء التلاميذ هو ٨٢ درجة بانحراف معياري قدره ١٢. هل الفرق بين درجات التلاميذ في الاختبارين له دلالة إحصائية إذا كان معامل ارتباط بين درجات التلاميذ في الامتحانين هو ٧٠٠؟.

$(Y-1\cdot)$

أحسب قيمة "ت" لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

$$\Lambda \cdot = 1$$
ن $\Lambda \cdot = 1$ ن

(7-1.)

أحسب قيمة "ت" لمتوسطين غير مرتبطين إذا علم أن:

(t-1)

إذا كان متوسط نسبة ذكاء مجموعة من ٥٠ تلميذا في أحد المدارس الابتدائية بالمدينة المنورة هو ١٠٠ بانحراف معياري قدره ١٢ وكان متوسط نسبة ذكاء مجموعة أخرى من التلميذات بأحدى المدارس الابتدائية للبنات مكونة من ٤٠ تلميذة هو ٨٩ بانحراف معياري قدره ١٣ فما قيمة "ت" للفرق بين المتوسطين؟.

أوجد أيضا النسبة الحرجة "ح" للفرق بين المتوسطين وقارن بين النتيجة في الحالتين.

الفصل العادى عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات The X² Test

الفصل الحادى عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات The X² Test

تعتبر اختبار X^2 وتكتب باللاتينية X^2 وتنطق كاى اسكوير) من أفضل الاختبارات الإحصائية التى تستخدم فى حساب دلالة الفروق بين التكرارات والنسب المئوية. وتستخدم كا لحساب دلالة فروق البيانات العددية التى يمكن تحويلها إلى تكرار أو نسب مئوية وتقوم فكرتها الأساسية على قياس مدى اختلاف التكرارات المتوقعة أو المحتملة الحدوث.

وهذا الاختبار يتميز بالخصائص التالية:

- ١- لا يمكن أن تكون قيمة كا سالبة لأنها تساوى مجموع مربعات الفروق
 التى تكون موجبة دائما.
- ٢ قيمة كا^٢ تساوى صفر فقط فى بعض الحالات غير العادية التى تكون فيها التكرارات المحسوبة مساوية للتكرارات المتوقعة (كم = كن).
- إذا كانت العوامل الأخرى متساوية فإن قيمة كا تزيد كلما زادت الفروق
 بين التكرارات المتوقعة والتكرارات المحسوبة.
- ٤- لا تتحدد قيمة كا بالفروق بين التكرارات وحدها ولكنها تحدد بمقدار هذه الفروق بالنسبة لقيمة التكرارات المتوقعة.
- وكلما زاد عدد الاختبارات المتاحة وكلما زاد عدد الاختبارات
 كلما زادت قيمة كا^۲.

طرق حساب کا۲

تحسب قيمة كالمن المعادلة التالية:

حيث كم هي التكرار المشاهد، كن هي التكرار المتوقع

ويمكن الكشف عن مستوى الدلالة الإحصائية لقيمة كا من الملحق رقم $(^{\circ})$. مثال (11-1):

إحسب كا لدلالة الفرق بين استنتاجات ١٠٠ طالب على سؤال فى استفتاء بحيث كانت الإجابة عنه إما موافق أو غير موافق وكان عدد الذين أجابوا موافق ٥٢.

$$0 \cdot = \frac{1 \cdot \cdot}{7} = \frac{1 \cdot \cdot$$

مثال (۱۱ - ۲):

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد استطلاعات الرأى وكانت إجابة ١٠٠ منهم بنعم وإجابة ٤٠ بلا إحسب كا للفروق؟

$$\frac{\frac{1}{2}}{\frac{2}{2}} = \frac{1}{2}$$

$$\frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}}{\frac{1}{2}} = \frac$$

الطريقة المختصرة لحساب كا للجدول التكراري (١ × ٢):

إذا كان تكرار الاستجابة الأولى هي ك، وكان تكرار الاستجابة الثانية هي ك٢ على سؤال من أسئلة استبيان مثلاً فإن كا٢ تحسب من المعادلة التالية:

مثال (۱۱ – ۳):

إحسب كا للبيانات الموضحة بالمثال السابق (١١ – ٢) باستخدام الطريقة المختصرة.

الحل:

$$\xi = \frac{\xi \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{(\xi \cdot - 7 \cdot)}{\xi \cdot + 7 \cdot} = \frac{(\xi \cdot - 7 \cdot)}{\xi \cdot + 7 \cdot} = \frac{\xi \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot}$$
 عنال (۱۱ – 3)

فى استفتاء للرأى العام تبين أن ٨٠ عاملاً يحبون مزاولة الأعمال اليدوية بينما يكر ٢٢٠ عاملاً مثل هذه الأعمال إحسب كاللفروق.

الحل:

$$\frac{\frac{(2 \cdot - 2 \cdot)}{2 \cdot 2 \cdot 2}}{\frac{2 \cdot 2 \cdot 2}{2 \cdot 2 \cdot 2}} = \frac{(2 \cdot 2 \cdot 2)}{2 \cdot 2 \cdot 2} = \frac{(2 \cdot 2 \cdot 2)}{2 \cdot 2} = \frac{(2 \cdot 2 \cdot 2)}{2} = \frac{(2 \cdot 2 \cdot$$

الطريقة العامة لحساب قيمة كا لجداول التكرارات (١ × ن):

تستخدم المعادلة العامة لحساب قيمة كا النسبة لجداول التكرارات: والمثال التالي يوضح استخدام هذه المعادلة لمثل هذه التكرارات:

مثال (۱۱ - ٥)

كانت أستجابات ٣٠ طالب على أحد أسئلة مقياس للاتجاهات ذات شلاث إجابات (موافق – لا أدرى – معارض) كما هو موضح في الجدول التالي:

إحسب كا للفروق بين هذه الاستجابات؟

مد ك	معارض	لا أدرى	موافق	الاستجابة
٣.	17	۲	١٢	التكرارات (ك)

الحل

$$\frac{1 - \frac{1}{2}}{1 - \frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \frac{1}{2}, \quad \frac{1}{2}$$

فى استبيان كان تكرار القبول ٧٠ وتكرار الرفض ٥٠ أحسب كا الفروق بين هذه الاستجابات؟

الحل

$$\sum_{j=1}^{\infty} \frac{(2^{j} - 2^{j})^{2}}{2^{j}} = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{1}{2^{j}}$$

$$\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot} + \frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot} = \frac{7(7 \cdot - \circ \cdot)}{7 \cdot} + \frac{7(7 \cdot - \vee \cdot)}{7 \cdot} = 7 \leq$$

٠,٣٣ =

مثال (۱۱ – ۷)

إذا أجاب ١٠٠ فرد على سؤال في أحد الاستفتاءات وكان تكرار القبول ٢٠ و تكرار الرفض ٤٠ فما قيمة كا للفروق بين الإجابات؟

الحل

التكرار المتوقع (ك
$$_{\bar{0}}$$
) = $\frac{5. + 7.}{7}$ = . ه

حساب كا 1 للفرق بين التكرارات في الجدول التكرارية $(Y \times Y)$:

٤ =

اذا كان لدينا جدول تكرارى (1×1) كالجدول التالى:

ب	i
3	÷

فإننا نجمع الصفوف والأعمدة كما هو موضح في الجدول التالي:

ا+ب	ب	1
ج + د	7	÷
ن	ب + د	ا + ج

فتكون التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا الجدول التكراري

السابق هي:

التكرار المتوقع للخلية أ =
$$\frac{(i+\nu)(i+\epsilon)}{\dot{i}}$$

التكرار المتوقع للخلية \dot{i} = $\frac{(i+\nu)(\nu+\epsilon)}{\dot{i}}$

التكرار المتوقع للخلية \dot{j} = $\frac{(\dot{k}+\dot{k})(\dot{k}+\dot{k})}{\dot{i}}$

التكرار المتوقع للخلية \dot{j} = $\frac{(\dot{k}+\dot{k})(\dot{k}+\dot{k})}{\dot{i}}$

ثم نكمل الحل بالطريقة العامة لحساب كا٢ للفروق بين التكر ارات. مثال (۱۱ - $^{\Lambda}$) الفروق بين التكرارات الموضحة بالجدول التالى:

٣٧	٣٥
٣٤	١٤

اً + ب ۷۲	ب ٣٧	T0
ج + د	ے	
۸ غ	72	١٤
ن	ب + د	ا + ج
۱۲۰	۲۱	٩ ع

$$au_{0}$$
 كن للخلية (ب $au=0.77$

$$\frac{{}^{7}(\xi \Upsilon, 7 - \Upsilon \Upsilon)}{\xi \Upsilon, 7} + \frac{{}^{7}(\Upsilon 9, \xi - \Upsilon 0)}{\Upsilon 9, \xi} = {}^{7} L S$$

$$+ \frac{(31 - 7.7)^{7}}{19.7} + \frac{(37 - 3.47)^{7}}{19.7}$$

$$= 7.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.0$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.7 + 1.7 + 1.7$$

$$= 1.3 + 1.7 + 1.$$

حيث Ø تنطق فاي وقيمتها تحدد من المعادلة

$$= \emptyset$$

$$= \emptyset$$

$$(l + - 1)(- + 2)(l + - 2)(l + 2)(1 + 2)$$

$$\text{affly } (l + 2)(1 + 2)(1 + 2)(1 + 2)$$

حل المثال السابق (١١ - ٨) بالطريقة المختصرة؟.

$$\frac{1 - \lambda}{1 - \lambda} = \frac{0.1 - 0.119}{1 - \lambda} = \frac{0.1 - 0.119}{1 - \lambda} = \frac{0.1 - 0.119}{1 - \lambda} = \emptyset$$

$$\frac{0.1 - 0.119}{1 - \lambda} = \frac{0.1 - 0.119}{1 - \lambda} = 0$$

$$\frac{0.1 - 0.119}{1 - \lambda} = 0$$

تم سؤال • • ٥ طالب من طلاب أحد المدارس الثانوية عما إذا كانوا يحبون العمل اليدوى أم لا؟ وكانت إجابتهم موزعة حسب الصغوف الدراسية على النحو التالي.

المجموع	غير موافق	لا ادرى	موافق	
10.	00	٦.	۳٥	الصف الأول
۲.,	1	۲.	۸۰	الصف الثاني
10.	٤.	٦.	٥.	الصف الثالث
0.,	190	١٤٠	١٢٥	المجموع

الحل

18
 النسبة المنوية للتكرار المشاهد (لا أدرى)= 18

النسبة المنوية للتكرار المشاهد (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الأول (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثانى (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (لا أدرى) = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 التكرار المتوقع لطلاب الصف الثالث (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0 = 0.0 المترار المتوقع لطلاب الصف الثالث (غير موافق) = 0.0 = 0.0 = 0.0

والجدول التالى يبين التكرارات المتوقعة والتكرارات المشاهدة لاستجابات الطلاب

المجموع	غير موافق	لا أدرى	ق	مواف	الصف
٥٨,٥	٤٢	٤٩,٥	£9,0	ك ق	الأول
٥٥	٦.	70	40	ك م	
YA	70	77	77	ك ق	الثاني
1	۲.	٨٠	٨٠	<u>ك</u> م	
٥٨,٥	£Y	٤٩,٥	٤٩,٥	ك ق	الثالث
٤٠	٦.	٥,	٥,	ك م	

$$\frac{{}^{r}(\circ \wedge, \circ - \circ \circ)}{\circ \wedge, \circ} + \frac{{}^{r}(\sharp \Upsilon - \Upsilon \circ)}{\sharp \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\sharp \Psi, \circ - \Upsilon \circ)}{\sharp \Psi, \circ} = {}^{r} \sqcup$$

$$\frac{{}^{r}(\vee \wedge - \Upsilon \circ)}{\vee \wedge} + \frac{{}^{r}(\circ \Upsilon - \Upsilon \circ)}{\circ \Upsilon} + \frac{{}^{r}(\Im - \Lambda \circ)}{\Im \Upsilon} +$$

$$\frac{r(0\lambda, 0 - \xi \cdot)}{0\lambda, 0} + \frac{r(\xi Y - 7 \cdot)}{\xi Y} + \frac{r(\xi 9, 0 - 0 \cdot)}{\xi 9, 0} + \frac{r(\xi 9, 0 - 0 \cdot)}{\xi$$

مثال (۱۱ – ۱۱)

ممان (۱۱ - ۱۱) إحسب كا للاستجابات الناتجة عن سؤال في الاتجاهات لمجموعة من الطلاب والطالبات والموضحة تكرارات استجاباتهم بالجدول التالي:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٤٠	40	٧.	ذكور
40	۲.	۳.	إثاث

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
140	٤.	40	٧٠	ڏکور
٧٥	40	۲.	٣٠	إناث
71.	٦٥	101	١	المجموع

التكرارات المتوقعة للذكور:

(موافق) كى، =
$$\frac{1.0}{100} \times 0.000$$
 $\times 0.000$ $\times 0.000$ $\times 0.000$

$$(V \stackrel{)}{}_{L(\mathcal{S})} \stackrel{)}{}_{L(\mathcal{S})} = \frac{50}{11.} \times 170 \times$$

$$(غیر موافق) ك ن $(- \frac{70}{100}) = 100 \times (- \frac{70}{100})$$$

التكرارات المتوقعة للإناث: (موافق) ك ورد + ١٠٠٤ × ٢٥ = ٣٦

غير موافق	لا أدرى	موائق	الجنس
٤١,٨٥	۲۸,۳٥	٦٤,٨	المتوقع
٤٠	40	٧.	ذكور المشاهد
77,70	10,70	7"7	المتوقع
40	٧.	۲۰.	إناث المشاهد

$$\frac{(1, 0)}{(1, 0)} + \frac{(0, 0)}{(1, 0)} + \frac{(0, 0)}{(1, 0)} + \frac{(0, 0)}{(1, 0)} = \frac{(0, 0)}{(1, 0)} + \frac{($$

مثال (۱۱ - ۱۲)

إحسب كالم للفروق بين التكرارات للإجابة عن سؤال في استفتاء لثلاثة مجموعات من الشباب الجامعي عن الميل نحو الزواج من الفتاة الجامعية كانت استجابتهم كما هو مبين في جدول التوزيع التكراري التالي:

لا اميل	لا أدرى	أميل	المجموعة/ الميل
٥.	۲.	۸۰	المجموعةالأولى
٥٦	17	٧٨	المجموعة الثانية
££	7 £	£Y	المجموعة الثالثة

الحل

نعد جدول التكرارات المشاهدة ومجموع كل صف وعمود كما يلى:

جدول التوزيع التكراري التالي:

المجموع	لا اميل	لا أدرى	أميل	المجموعة/ الميل
10.	٥,	. ۲.	۸٠	المجموعة الأولى
10.	٦٥	١٦	٧٨	المجموعة الثانية
10.	٤٤	7 £	£Y	المجموعة الثالثة
٤٥,	10.	1	۲	المجموع

نحسب نسبة تكرار كل استجابة:

نحسب التكرارات المتوقعة لكل خلية من خلايا جدول التكرارات المشاهدة وذلك بضرب نسبة تكرار كل استجابة في مجموع الصف المقابل لها فمثلا التكرار المتوقع للخلية الأولى (الذين يميلون في المجموعة الأولى) هو 3.0×10^{-2} وهكذا لبقية الاستجابات في الصفوف الثلاثة والجدول التالى يبين ناتج حساب التكرارات المتوقعة لاستجابات المجموعات الثلاثة من الطلاب.

جدول التكرارات المتوقعة

لا أميل	لا أدرى	اميل	المجموعة/ الميل
٤٩,٥	٣٣	77	المجموعة الأولى
٤٩,٥	٣٣	17	المجموعة الثانية
٤٩,٥	٣٣	17	المجموعة الثالثة

يحسب كا للفروق بين التكرارات المختلفة

$$\frac{{}^{7}(\xi 9, \circ - \circ \cdot)}{\xi 9, \circ} + \frac{{}^{7}(77 - 7 \cdot)}{77} + \frac{{}^{7}(77 - 4 \cdot)}{77} = {}^{7}(\xi 9, \circ - \circ 1)}{\xi 9, \circ} + \frac{{}^{7}(77 - 17)}{77} + \frac{{}^{7}(77 - 17)}{77} + \frac{{}^{7}(77 - 27)}{77} + \frac{{}^{7}(77 - 27)}{77}$$

$$\frac{\frac{r(1,0)}{\xi q,0} + \frac{r(1r_{-})}{rr} + \frac{r(1\xi)}{17} = \frac{r(1,0)}{rr} + \frac{r($$

مثال (۱۱ – ۱۲)

إحسب كاللفروق بين التكرارات للبيانات الموضحة بالجدول التالى:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٩	١٢	££	ڏکور
11	٨	17	انات

الحل

المجموع	غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
70	9	17	£ £	1201
70	۲.	٨	17	دکور انا <i>ث</i>
1	۲.	۲.	٦.	المجموع

Y . x 70

جدول حساب التكرارات المشاهدة والتكرارات المتوقعة

غير موافق	لا ادرى	موافق	الجنس
1	17	££	ڏکور
18	۱۳	44	
11	٨	17	التفث
v	٧	71	

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

$$\frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} + \frac{1}{17} = 15$$

تمارين على الفصل الحادي عشر

(1-11)

أجاب ۱۰۰ تلميذ على سؤال فى استبيان وكان تكرار القبول $^{\vee}$ وتكرار الرفض $^{\circ}$ أحسب باستخدام كا دلالة فروق هذا التكرار عند مستوى $^{\circ}$

(Y-11)

إحسب كا لالالة الفرق بين استجابات ١٢٠ تلميذ على سؤال فى مقياس للاتجاهات إذا كان تكرار استجابات موافق بشدة ٧٠ وموافق ٢٠ ولا أدرى ١٠ وغير موافق ١٥ وغير موافق مطلقا ٥ عند مستوى الدلالة ٠٠٠١.

(T-11)

إحسب كال لجدول التكرارات التالي:

٩.	٦.
11.	١

واوجد دلالة كا٢ الناتجة عن مستوى الدلالة ٥٠,٠٠

(1 - 11)

إحسب كا لدلالة فروق النسب المرتبطة التالية:

٥,	٣.
٥.	٧٠

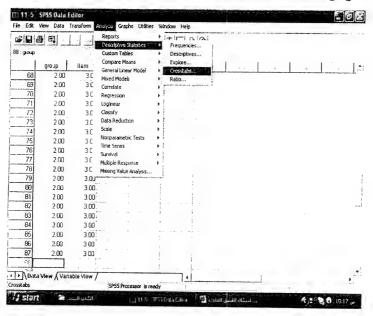
(0 - 11)

إذا كان لدينا استجابات مجموعتين من الطلاب والطالبات على سؤال في الميول العلمية والأدبية وكانت استجاباتهم كما موضح بالجدول التالى:

غير موافق	لا أدرى	موافق	الجنس
٩	٨	١.	ڏکور
77	70	17	إناث

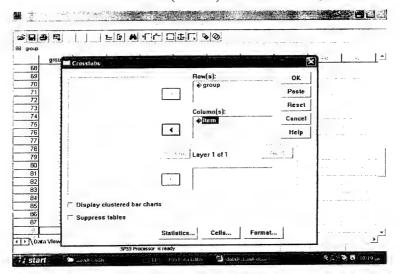
ولحساب قيمة كا٢ فى المسألة الأخيرة (١١ – ٥) نفترض أن البيانات تم إدخالها كمتغيرين بالترميز الآتى:

المتغير الأول group وهو من النوع Nominal وقيمة 1 ذكر، ٢ أنثى. المتغير الثانى Item وهو من النوع Scale وقيمة 1 موافق، ٢ لا أدرى، ٣ غير موافق ويتم إدخال البيانات بحيث تكون في عمودين ولتكوين الجدول التقاطعي بهذه البيانات من قائمة Analyze نختار Crosstabs ثم نختار من القائمة المنسدلة Crosstabs



شكل (۱۱ – ۱)

فتظهر لنا النافذة التالية شكل (١١ - ٢):



شکل (۱۱ - ۲)

فنضع group فى خانة Rows، و Item فى خانة Column ثم نضغط على OK فنحصل على الجدول التقاطعي الموضح في الشكل التالي شكل (١١ ـ ٣):

GROUP * ITEM Crosstabulation

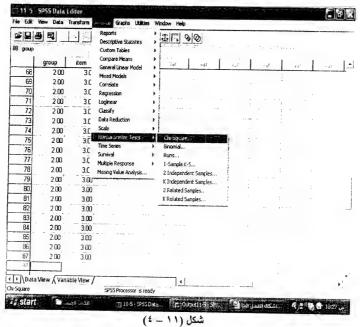
Count

		ITEM			
		agree	i dont know	disagree	Total
GROUP	male	10	8	9	27
	female	12	25	23	60
Total		22	33	32	87

شکل (۱۱ – ۳)

و هو نفس الجدول التقاطعي الموضح في المسألة (١١ _ °) ولإجراء الاختبار من قائمة Chi _ square نختار كما يوضح ذلك

الشكل التالى ثم ننقل المتغير Item إلى الخانة Test variable list ثم نضغط Ok فنحصل على شاشة المخرجات وبه الجدول الموضح في شكل (۱۱ – °).



Test Statistics

	ITEM
Chi-Square ^a	2.552
df	2
Asymp. Sig.	.279

a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than
 5. The minimum expected cell frequency is 29.0.

شکل (۱۱ – ۰)

الملاحسق

ملحسسق (١): الإرتفاعيات و المساخسات أسفيل المنحني الاعتسدالي

الإرتفاع	المساحة	المساحة	المساحةمن	الدرجة
(ص)	الصغرى	الكبرى	المتوسط	المعيارية
٠,٣٩٨٩	.,0	.,0	.,	٠,٠٠
٠,٣٩٨٤	٠,٤٨٠١	.,0199	٠,٥١٩٩	٠,٠٥
۰,٣٩٧٠	٠,٤٦٠٢	٠,٥٣٩٨	٠,٠٣٩٨	٠,١٠
٠,٣٩٤٥	٠,٤٤٠٤	٠,٥٥٩٦	٠,٠٥٩٦	۱٫۱۰
۰,۳۹۱،	٠,٤٢٠٧	.,0798	٠,٠٧٩٣	۰۲۰
۰٫۳۸٦۷	٠,٤٠١٣ ١	···,09AV	•,•٩٨٧	٠,٢٥
٠,٣٨١٤	٠,٣٨٢١	٠,١١٧٩	٠,١١٧٩	۰,۳۰
۰,۳۷۰۲	٠,٣٦٣٢	٠,٦٣٦٨	٠,١٣٦٨	۰,۳٥
٠,٣٦٨٣	٠,٣٤٤٦	٠,٦٦٥٤	٠,١٥٥٤	٠,٤٠
۰٫۳٦٥	٠,٣٢٦٤	٠,٦٧٣٦	٠,١٧٣٦	۰,٤٥
١٢٥٣, ١	۰٫۳۰۸۰	٠,٦٩١٥	٠,١٩١٥	٠,٥٠
٠,٣٤٢٩	٠,١٩١٢	٠,٧٠٨٨	٠,٢٠٨٨	٠,٥٥
٠,٣٣٢٢	٠,٢٧٤٣	., * * * *	., 7707	٠,٦٠
٠,٣٢٣٠	۰,۲۵۷۸	٠,٧٤٢٢	.,7277	۰,٦٥
۰٫۳۱۲۳	٠,٧٥٨٠	٠,٢٥٨٠	٠,٢٥٨٠	٠,٧٠
٠;٣٠١١	٠,٢٢٦٦	٠,٧٧٣٤	٠,٢٧٣٤	۰٫۷۰
P7A7, •	٠,٢١١٩	٠,٧٨٨١	٠,١٨٨١	٠,٨٠
٠,٢٧٨٠	٠,١٩٢٧	٠,٣٠٢٣	۰٫۳۰۲۳	۰,۸٥
٠,٢٦٦١	-,181	۰,۸۱۵۹	٠,٣١٥٩	٠,٩٠
1307,	٠,١٧١١	٠,٨٢٩٨	۰,۳۲۸۹	۰,۹٥
., 727.	٠,١٥٨٧	٠,٨٤٢٣	٠,٣٤١٣	١,٠٠
٠,٢٢٩٩	۰٫۸۰۳۱	٠,٣٥٣١	۰٫۳۰۳۱	١٫٠٥

٠,٢١٧٩	.,1804	۳۰۲۸,۰	٠,٣٦٤٣	١,١٠
٠,٢٠٥٩	1071,	٠,٨٨٤٩	٠,٣٧٤٩	١,١٥
.,1987	.,1101	٠,٨٧٤٩	٠,٣٨٤٩	١,٢٠
٠,١٨٢٦	٠,١٠٥٦	٠,٨٩٤٤	., ٣9 ٤ ٤	1,70
٠,١٧١٤	٠,٠٩٦٨	۰,٩٠٣٣	٠,٤٠٣٢	١,٣٠
٠,١٦٠٤	٠,٠٨٨٥	٠,٩١١٥,	٠,٤١١٥	١,٣٥
٠,١٤٩٧	٠,٨٠٨	٠,٩١٩٢	٠,٤١٩٢	١,٤٠
٠,١٣٩٤.	۰,،۷٥٣	٠,٩٢٦٥	٠,٤٢٦٥	١,٤٥
.,1790	٠,٠٦٦٨	٠,٩٣٣٢	٠,٤٣٣٢	١,٥٠
.,17	٠,٠٦٠٦	.,9٣9 ٤	.,2٣92	١,٥٥
٠,١١٠٩	٠,٠٥٤٨	.,9807	., 2 2 0 7	١,٦٠
.,1.78	.,. { 90	٠,٩٥٠٥	., 20.0	١,٦٥
٠,٠٩٤٠	.,. 887	٠,٩٥٥٤	., ٤٥٥٤	١,٧٠
٠,٠٨٦٣	٠,٠٤٠١	.,9099	., 2099	١,٧٥
.,.٧٩.	.,. ٣٥٩	.,978.	., £7 £ 1	١,٨٠
.,.٧٢١	٠,٠٣٢٢	۰,۹٦٧٨	٠,٤٦٧٨	۱,۸٥
1,.707	٠,٠٢٨٧	۰,۹۷۱۳	٠,٤٧١٣	1,4.
.,.097	٠,٠٢٥٦	.,9711	٠,٤٧٤٤	1,90
٠,٠٥٤٠	٠,٠٢٢٨	۹۷۷۲،	٠,٤٧٧٢	1,7
٠,٠٤٨٨	.,	٠,٩٧٩٨	٠,٤٧٩٨	7,.0
٠,٠٤٤٠	.,.179	٠,٩٨٢١	٠,٤٨٢١	۲,۱۰
.,.٣٩0	٠,٠١٥٨	٠,٩٨٤٢	٠,٤٨٤٢	7,10
.,.700	٠,٠١٢٩	٠,٩٨٦١	٠,٤٨٦١	۲,۲۰
٠,٠٣١٧	.,.177	٠,٩٨٧٨	., \$ 4 7 4	7,70

۲, ۲۵۲ ،۱۰۷ ،۱۰۲ ،۱۰۲ ۲, ۲۵۲ ،۱۰۲ ۲	
1.707	۲.
·,· YOY ·,··98 ·99.7 ·,89.7 Y,	٣٥
·, · YYE ·, · · AY ·, 991A ·, £91A Y,	٤,
٠,٠١٩٨ ٠٠,٠٠٧١ ٠,٩٩٢٩ ٢,	٤۵
·,·170,, ., ., ., ., ., ., ., ., .,	٥.
1 1 105	00
٠,٠١٣٦ ،٠٠٤٧ ،٩٩٥٢ ، ٤٩٥٣ ٢,	٦.
	7.0
٠,٠١٠٤ ٠,٠٠٣٥ ٠,٩٩٦٥ ٠,٤٩٦٥ ٢,	٧.
٠,٠٠٧٩ ٠,٠٠٢٦ ٠,٩٩٧٤ ٢,	٨٥
·,··٦· ·,··١٩ ·,٩٩٨١ ·,٤٩٨١ ٢,	٩.
۲٫۰۰۲۵۰ ۱۳۰۰،۰۰ ع٤٠٠،۰۰	٠,
٠,٠٠٣ ٠,٠٠٩٧ ٠,٩٩٩٠٣ ٠,٤٩٩٠٣ ٣,	
٠,٠٠٢٤ ٠,٠٠٠٦٩ ٠,٩٩٩٣١ ٣,	
٠,٠٠١٢ ٠,٠٠٠٣٤ ٠,٩٩٩٦٦ ٣,	٤.
٠,٠٠٠٦ ،٠٠٠١٦ ١,٠٩٩٨٤ ٣,٠	٦.
·,···٣ ·,···٧ ·,٩٩٩٩٣ ·,٤٩٩٩٣ ٣,،	٨٠
·,···١ ·,···٣١٧ ·,٩٩٩٩٦٨٣ ·,٤٩٩٩٦٨٣ ٤,٠	-
٠,٠٠٠١٥ ٠,٠٠٠٣٤ ٠,٩٩٩٩٩٦ ٠,٤٩٩٩٩٦٦ ٤,٥	,.
٠,٠٠٠٠١٦ ٠,٠٠٠٠٣ ٠,٩٩٩٩٩٧ ٠,٤٩٩٩٩٧ م,٠	
٠,٠٠٠٠٠٦٠ ،,٠٠٠٠٠١ ،,٩٩٩٩٩٩٩٩ ،,٤٩٩٩٩٩٩ ،,٠	

ملحـــق (٢): الدلالة الإحصائية لمعامل الإرتباط

٠,٠١	٠,٠٥	درجات الحري	٠,٠١	٠,٠٥	درجات الحرية
., 197	٠,٣٨٨	71	١,٠٠٠	٠,٩٩٧	\
٠,٤٨٧	۰٫۳۸۱	70	٠,٩٩٠	٠,٩٥٠	۲
.,٤٧٨	٠,٣٧٤	77	.,909	۰,۸۷۸	٣
٠,٤٧٠	٠,٣٦٧	**	٠,٩١٧	۰,۸۱۱	٤
٠,٤٦٣	٠٠,٣٦١	۲۸	٠,٨٧٤	٠,٧٥٤	٥
٠,٤٥٦	., 400	44	٠,٨٣٤	.,٧٠٧	. 1
., £ £ 9	٠,٣٤٩	٣٠	٠,٧٩٨	٠,٦٦٦	٧
٠,٤١٨	۰,۳۲٥	٣٥	٠,٧٦٥	٠,٦٣٢	٨
.,٣٩٣	٠,٣٠٤	٤٠	٠,٧٣٥	٠,٦٠٢	٩
.,٣٧٢	٠,٢٨٨	٤٥	٠,٨٠٧	٠,٥٧٦	1.
., ٣0 ٤	٠,٢٧٢	0.	٠,٦٨٤	٠,٥٥٢	11
۰٫۳۲۰	.,70.	٦.	٠,٦٦١	.,077	17
٠,٣٠٢	٠,٢٣٢	΄ν.	٠,٦٤١	.,0.8	15
٠,٢٨٣	.,۲۱۷	٨٠	٠,٦٢٢	., £91	1 12
٠,٢٦٧	۰,۲۰۰	۹.	1,7.7	٠,٤٨١	10
., 408	.,190	1	٠,٥٩٠	., ٤٦,	1 17
٠,٢٢٨	.,172	170	٠,٥٧٥	.,10	1 . 17
٠,٢٠٨	٠,١٥٩	10.	۰٫٥٦	1 ., 88	٤ ١٨
.,141	۰٫۱۳۸		.,0 %	9 .,28	7 19
.,121	,117	۲۰۰	٠,٥٢٠	V ., £ Y	7 7.
.,14/	.,.9/	1	٠,٥٢	7 ., 1	7 71
.,114	٠,٠٨/	٥	٠,٥١	0 ., 1 .	177
٠,٠٨٠	٠,٠٦٠	1	٠,٥،	0 ., 79	7 17

ملحـــــق (٣) جــــــــق (ف) المَقَابَـــلــة لــــــــــــق (٣) جــــــــــق المختلفَــة

					ت الحريسة	نا درجان						40
١٣	11	1.	4	٨	٧	٦	•	£	۲	٧	١	
Tit	757	747	711	444	177	TT4	171	177.	*17	4	111	,
3,1.3	3 47	1,.01	1,-11	*,441	₽, ٩Υ٨	0,409	9,771	0,770	0,6.7	6,444	1,.01	Ţ
14,51	15,6+	11,71	14,74	11,74	11,77	14,73	15,4.	14,40	11,11	14,	18,417	٧
44,67	44,61	44,5+	44,44	99,77	44,76	44,44	44,7+	44,40	44,17	44,+1	44,64	
A,Y1	٨,٧٦	۸,٧٨	۸,۸۱	4,41	۸٫۸۸	A,41	4,+1	4,17	4,74	4,00	1-17	4
17,.0	77,17	14;17	TY, TE	14,14	77,77	TV.41	**,**	14,41	14,64	4.41	TENT	,
0,41	0,48	0,4%	1,	3,+6	3,.4	1,13	3,73	3,44	1,04	3,41	4,41	,
14,44	11,10	16,06	11,11	14,4.	14,44	10,71	10,07	10,44	17,11	14, **	*1.4+	•
AF,E	1,4.	1,71	£,YA	17,3	£,4A	1,50	0,+0	0,14	0,61	•,٧٦	7,71	
4,44	4,47	1	1.,10	1-,47	1.,40	1+,34	1.,44	11,74	177	17,17	13,73	·
1,	1,.4	1,13	4,13	4,1.	4,71	E,TA	1,74	1,07	1,77	0,18	0,54	,
V,YY	V, Y4	Y,AY	V,4A	۸,1٠	A,13	A,4Y	A,Ye	4,10	4,44	1.44	14.44	`
T,0V	7,1.	7,37	7,34	7,77	7.44	T.AY	7,47	1,17	1,70	1,71	4,04	v
1,47	3,01	7,31	1,71	7,46	٧,٠٠	V.14	V,34	V,A0	A, E .	4,00	17,70	<u> </u>

ملحق (٣) حدول قيمة (ف) لدرجات الحرية المخلفة (الأعمدة لدرجـات الدايـن الأكبـر) عــد مستويـات الدلالــد ٥٠,٥ العمـود الطـوى في كل عانـة و ٥٠,٥ (العــدد السفل في كل خانــة).

نابع ملحــــق (٣) جـــــــق (ف) اللَّمَاتِــلة لـــــــــق (٣) جــــــــــق المخلفة

	_				***							
T,TA	7,71	7,71	7,74	7,64	7,0.	Y,OA	7.34	T,A£	1,.7	6,63	17,0	A
4,39	0,Y£	P.AY	0,44	1,.7	1,14	1,77	1,17	٧,٠١	V,#4	٨,١٠	11,71	^
¥.•¥	7.1.	7,17	7,11	7,77	7,75	7,77	T, EA	7,37	4,43	1,77	71,0	
0,11	0,14	•,٢٦	0,70	*,£Y	17,0	۰,۸۰	3,+3	3,57	1,44	A, • T	10,0%	,
1,41	1,46	1,47	44	٧.٠٧	7,16	4,41	7,77	T, £A	7,71	1,1.	1,47	
17,3	£,YA	1,40	4,40	9,13	4,41	0,44	0,76	0,44	1,00	٧,٥٦	1.,.1	1.
1,44	7,47	7,A7	7,43	1,4.	7,+1	4,08	7,1.	7,73	7,04	T,4A	1,41	
1,1.	1,17	1,01	1,77	1,71	1,64	0,04	0,77	•,3Y	3,77	V, T +	4,10	11
7,43	1,41	1,71	۲,۸۰	Y,AD	4,44	41	7,11	7,73	7,24	T,AA	€,∀●	
2,13	177,3	1.7.	4,74	1,00	1,70	E,AT	0,13	0,61	0,04	7,48	4,77	11
7,07	7,0%	4,5.	1,10	1,4.	1,44	7,40	7,43	7,111	7,71	T,V1	6,3.	
Y,A.	4,41	7,41	1,.7	1,16	1,74	6,63	1,19	0,+0	0,0%	3,01	4,43	11

تابع ملحـــــق (٣) جــــــــق (ف) الْقَابَـلــة لــــَـــــــــــق (٣) جـــــــــق المختلفَــة

		_				س الأكب	التبساي					
10		•	۲.,	1	٧.		1.	۲.	4.6	٧.	17	14
1	701	101	791	707	107	707	101	10.	414	TEA	717	710
	1,711	3,711	7,707	3,771	1,771	1,7.7	1,141	7,764	7,778	7,7.4	1,174	3,127
4	14,01	14,00	14,14	14,14	14,64	19,84	14,64	14,61	19,60	14,66	19,27	24,87
	44,00	44,01	99,69	44,14	44,64	99,69	44,44	44,64	44,£V	44,50	44,66	49,47
*	A,eT	A,01	A,#1	A,#1	A, # Y	٨,4٨	۸,۱۰	4,38	4,31	4,77	A.33	A,Y1
	71,17	77;14	13,5A	**,**	11,11	17,70	13,41	13,01	13,3+	¥3,34	11,47	11,41
٤	4,47	0,46	0,70	0,55	₽,3 A	#,Y+	۰,۷۱	0,Y£	•,٧٧	₽,٨٠	•,At	ø,AY
	18,65	17,54	17,07	14.0Y	11,31	17,14	17,75	17,47	17,57	16.07	14,0	14,74
	17,3	1,77	1,74	1,1.	1,17	i,ii	1,11	1,01	1,07	1,0%	1,7.	1,71
_	9,48	4,+2	5,+4	5,17	4,14	5,71	4,44	4,44	1,1Y	4,00	4,7.6	4,44
1	۲,۱۷	4,14	7,34	7,71	۲.۷۲	T, Y#	4,44	4,41	۲,۸٤	۲,۸۷	7,47	7,43
Ţ	3,44	3,4+	1,11	1,11	Y, . T	V,+4	Y,11	Y, TY	V, Y 1	V,74	Y,57	Y,3 .
٧	7,77	7,71	4,70	Y, TA	7,14	7,71	7,74	7,74	7,51	T, £ £	T, £4	7.01
'	9,7.0	9,37	ø,Y.	ø,Yø	s,YA	9,40	0,4.	47,0	1,.4	1,10	3,17	3,70

تابع ملحسسق (٣) جــــــــــــــق (في المَلَاتِلــــة الدَرجَــــات الحرّيـــة المَحْتَلَـــة

,	7,47	7,41	1,41	T,4A	¥,••	T.+T	7, . 0	T,+A	7,17	7,10	Y.Y.	Y,77
	4,43	1,44	4,51	1,43		0,13	0,11	٠,٢٠	A7,0	0,41	0,£A	4,03
	1,41	7,47	1,47	7,73	7,77	*,4.	7,47	7,43	۲,٩٠	4,47	47,44	71
<u> </u>	1,71	1,77	1,73	1,13	1,10	1,41	1,0%	1,11	1,47	£,A.	6,47	
١.	34,7	1,00	1,0%	7,04	٧,١٠	7,36	1,14	7,7.	7,71	7,77	¥,4¥	T,A3
''	7,41	7,47	7,47	4,+1	1,	1,14	1,14	1,70	1,77	6,61	1,07	6,3+
11	7,41	7,67	4.40	7,17	7,01	7,07	¥,0Y	7.31	7,71	7.10	7,7.	1,71
''	7,31	7.77	7,11	7,7.	7,41	٧,٨٠	7,43	7,41	1,.4	1,1.	17,3	1,15
	7,7.	7,71	7,77	7,70	1,73	7,4.	7,47	7,57	٧,01	7,01	1,30	7,31
"	7,73	4,44	7,61	7,65	Y,11	7.03	7.33	Y, Y .	7,74	7,43	Y,4A	1,.0
T	7,17	7,16	7,17	7,14	7,71	7,74	7,77	7,71	7,70	7,74	7,44	V,EA
14	۲,	7,.4	7,17	7,11	-	7,71	7,13	7,71	7,67	7,01	7,37	7,7.

$\overline{}$									ن ۹ در	جسات	الحسوي	
10	1	1	7	ı		1	٧	A	4	1.	11	11
\vdash	1,10	7.09	7,7.	7,47	7,41	7,4.	7,37	T,00	1,0.	7,50	4,61	۲,۲۸
17	A.6.	3,11	0,14	1,17	1,71	4,1.	1,17	1,44	6,34	1,09	1,70	4,40
	1,70	7,64	7.1.	Y,AY	7,71	7,1.	7.07	7,50	T,£+	1,70	7,77	4,44
٧.	4.1.	0,40	1,46	1,17	6,1.	P,AV	T,V1	Y,04	7,10	7,77	7,7.	7,17
	1,77	7,6.	۲,۰1	Y, YA	7,37	Y,01	7,27	7,71	۲,۲۰	7,77	7,77	T,1A
7 £	Y, AY	=.33	1,77	1,77	7.4.	7,17	T,0.	7,71	4,40	7,17	7,+4	7,+7
	£,1Y	7,71	7,47	Y,74	7,97	7,67	7,71	7,77	Y, Y 1	7,13	7,17	1,+4
۲.	Y. 0 3	0,74	1,01	4,01	£, . Y	T,Y •	7,71	T,17	4.4	1,44	7,51	1,44
		7,71	7,31	7,40	Y, Y£	4,40	Y,1A	4,14	¥,.¥	Y, + £	¥,++	
٤.	8,4A	P.1A	4,71	4.44	Y.01	7,11	T.17	Y.45	AA,Y	۲,۸۰	1,47	,11
	V,T1	T,1A	Y, Y4	7,03	7,5.	7,79	7,7.	1,17	1,·Y	Y, . Y	1,54	٠٠,
	1	0.17	1,7.	7,71	7,61	T, IA	71	۲,۸۸	Y,YA	T,Y+	7,37	.01
	V.1V	7,17	Y,Y1	Y,#+	1,70	7,77	1,18	Y,.Y	٧,٠١	1,44	1,44	.49
٧.	V, - 1	1,10	£, . A	7,1.	7,74	TV	7,41	7,77	7,77	7,09	7,01	.50

تابع ملحسق (٣) جمدُول قَيمة (ف) القَابَلة لذرجَمات الحرّية المخطّفة

1,40	1,44	1,11	1,97	7,.7	7,1.	7,19	1,7.	7,5%	1,4+	7, 4	7,48	1
1,73	7,57	1,01	1,04	14.7	1,44	T.T+	7,01	7.01	4.54	1,47	1,1+	
1,47	1,40	1,44	1,11	٧,٠٠	Y,+Y	7,13	7,77	7,67	7.39	7,17	17.71	10.
1,7.	1,77	Y, £ £	1,07	7,17	1,71	7.47	7.11	7.66	7,51	£,V#	1,41	
1,4.	1,47	1,44	1,47	1,44	4,+0	7,1	7,73	7,11	7,74	T.+1	۲,۸۹	γ
۸7,7	7,71	7.61	7,00	1,1.	1,77	1,5.	7,11	7,41	۲,۸۸	1,71	1,71	'''
	1,74	1,41	1,49	1,4+	1,43	7,+7	7,17	7,74	7,37	71	۲,۸٦	i
1,17	7,74	1,74	7,43	7,00	4,14	4,40	7,+3	7,73	T,AT	1,77	٦,٧٠	
1,71	1,40	1,41	1.44	1,40	4,+4	۲,۱۰	7,77	7,74	17.71	٣,٠٠	٣,٨٥	١,,,,
Y,Y •	7,73	7,71	4,44	7,70	7,77	7,47	7,-1	7,74	٣,٨٠	1,17	7,77	,,,,
1,40	1,44	1,47	1,44	1,41	7,+1	4.19	7,71	7,77	۲,۲۰	7,44	7,41	Ι,
Y,1A	7,71	1,51	4,61	7,01	7,74	7,Y-	7,-7	7,71	4,44	1,3.	1,11]
					الأكب	ايسن	التبسسا					
	۲	٧	1	40	•.	1.	۲.	74	۲.	13	11	40
	1,43	1,47	1,44	Y, . Y	Y, + £	٧.٠٨	7,11	7,10	7,74	7.74	1,77	14
7,10	7,37	7,7.	1,43	7,74	7,43	4.44	۲,۰۰	Y A	7,13	7,17	7,70	1 ''

تابع ملحسق (٣) جمدول قيمة (ف) المقابَلة لدَرجَات الحرية المختلفة

1,41	1,40	1,44	1,4+	1,41	1.43	1,44	7,+4	Y A	7,17	7,14	7,77	
	7,53	1,11	1,17	7,07	1,07	7,19	7,77	1,43	1,41	T	7,17	۱۰.
	1,77	1,44	1,41	1,4.	1,41	1,43	1,44	1,41	1,44	7, - 9	7,17	1
4,41	7,77	7,17	1,77	7,74	7,44	T.49	Y.OA	7,33	7,76	Y,A#	7,47	111
1,37	1,14	1,11	1,11	1,77	1,71	1,74	1,46	1,44	1,48	1,44	7,08	
7,43	7, . 7	¥,•¥	7,17	7,11	7,71	7,75	7,74	7.17	7,00	7,33	1,71	7.
1,01	1,07	1,00	1,04	1,33	1,11	1,43	1,41	1,74	1,41	1.11	1,40	1-
1,14	1,71	1,44	1,47	1,44	7,40	7,11	7,7+	4,44	7,77	Y, £4	7,03	1.
1,11	1,61	1,44	1,07	1,00	1,03	1,1.	1,37	1,14	1,44	1,40	Y,4 -	
1.14	1,71	1,73	1,47	1,43	1,51	٧,٠٠	7,1.	7,14	7,73	1,44	7,67	•
1,40	1,47	1,6+	1,60	1,17	1,07	1,03	1,37	1,17	1,41	1,44	1,41	
1,04	1,07	1,37	1,14	1,71	1,41	1,44	1,44	¥,.¥	7,10	Y, YA	7,70	٧.
1,44	1,7+	1,71	1,79	1,64	1,14	1,01	1,07	1,17	1,74	1,٧0	1,44	
1,17	1,63	1,01	1,01	1,16	1,47	1,74	1,45	1,14	7,+1	7,19	7,77	1
1,77	1,70	1,14	1,76	1,77	1,66	1,17	1,01	1,09	1,11	1,71	1,73	
,77	1,77	1,27	1,01	1,01	1,11	1,41	1,47	1.11	٧,٠٠	7,17	1,14	••

منحمسق (٤) دلالة (ت) الطرفين وللطرف الواحد

			()		
٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	لون ا	دلالة الطرا
.,0	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	الواحد	دلالة الطرف
77,77	71,87	17,71	7,51	\	
9,97	٦,٩٧	٤,٣٠	۲,۹۲	7	
0,88	٤,٥٤	۲,۱۸	7,70	٣	
٤,٦٠	٣,٧٥	۲,٧٨	7,17	٤	
٤,٠٣	٣,٣٧	7,07	7,.7	٥	
۳,۷۱	7,12	7,20	1,98	٦	
٣,0٠	٣,٠٠	۲,٣٦	1,89	V	
7,77	٣,٩٠	7,71	۲۸,۲	٨	
7,10	7,77	7,77	۸۲,	.'9	
7,17	۲,٧٦	7,77	١,,٨١	١.	
		'			درجات الحرية
7,11	7,77	۲,۲۰	١,٨٠	11	
۲,٠٥	۲,٦٨	7,14	1,74	11	
7,.1	7,70	۲,١٦	1,77	17	
7,91	7,77	7,18	1,77	١٤	
۲,۹٥	7,7.	7,17	1,70	١٥	
7,97	7,01	7,17	1,٧0	١٦	
۲,٩٠	7,07	7,11	1,75	۱۷	
۲,۸۸	7,00	7,1.	1,77	١٨	
۲,۸٦	7,01	۲,۰۹	1,77	19	
۲,۸۰	7,07	۲,٠٩	1,77	۲.	

تابع ملحسق (٣) جمدُول قَيمة (ف) المَقَاتِلة لتَرجَسات الحرِّيـة المختلفة

1,14	1,11	1,77	1,71	1,70	1,67	1,50	1,01	1,04	1,17	1,11	1,71	۲
1,44	1,77	1,44	1,64	1,07	1,37	1,19	1,74	1,44	1,14	1,.4	7,77	
1,17	1,13	1,11	1,44	1,77	1,44	1,67	1,14	1,05	1,1+	1,14	1,71	1
1,14	1,71	1,71	1,17	1,17	1,04	1,16	1,71	1,41	1,41	7, . 1	Y,17	
1,+4	1,17	1,14	1,43	1,80	1,73	1,17	1,17	1,07	1.04	1,10	1,7+	1
1,11	1,14	1,44	1,44	1,11	1,01	1,11	1,41	1,45	1,45	7,+1	4,+5	
1,1	1,13	1,17	1,71	1,74	1,40	1,1.	1,61	1,01	1,04	1,14	1,14	
1,	1,10	1,74	1,73	1,11	1,07	1,09	1,11	1,74	1,44	1,44	Y,.V	

تابع ملحسسق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطرف الواحد

٠,٠١	٠,٠٢	٠,٠٥	٠,١٠	دلالة الطرفين			
٠,٠٠٥	٠,٠١	٠,٠٢٥	٠,٠٥	دلالة الطرف الواحد			
٣,٨٣	۲,0۲	۲,٠٨	1,77	71			
7,87	۲,0١	۲,۰۷	1,77	77			
۲,۸۱	۲,۰۰	۲,۰۷	1,٧1	77			
7,79	7,19	۲,۰٦	1,٧1	40			
۲,٧٨	۲,٤٨	۲,٠٦	١,٧١	77			
7,77	7,17	۲,۰٥	1,٧٠	**			
۲,۷٦	۲,٤٧	7,.0	١,٧٠	٨٢			
۲,۷٦	۲,٤٦	7,00	١,٧٠	44	درجات الحرية		
7,40	7,27	۲,۰٤	١,٧٠	٣.	درجات اعریه		
۲,۷٤	7,20	۲,۰٤	١,٧٠	71			
۲,٧٤	7,20	۲,۰٤	1,79	77			
7,77	۲,11	۲,۰۳	1,79	77			
7,77	7, 2 2	۲,۰۳	1,79	٣٤			
7,77	۲,٤٤	۲,۰۳	1,79	10			
1,77	7,27	۲,۰۳	1,79	77			
7,77	7,27	۲,۰۳	1,79	۳۷			
7,71	7,27	۲,٠٢	1,79	۲۸			
۲,۷۱	7,27	۲,٠٢	۱٫٦٨	79			
۲,٧٠	7,27	7,.7	۱,٦٨	٤٠			

تابع ملحق (٤) دلالة (ت) للطرفين وللطرف الواحـد

٠,٠١	٠,٠٢	۰,۰٥	٠,١٠		دلالة الطرفين		
1,	٠,٠١	٠,٠٢٥	۰,۰٥	دلالة الطرف الواحد			
7,73	۲, ٤٠	۲,۰۱	١,٦٨	٥.			
۲,٦٦	۲,۳۹	۲,۰۰	٧٢,١	٦.			
۲,٦٥	۲,۳۸	1,99	١,٦٧	٧.			
7,77	۲,۳۷	1,99	١,٦٦	٨٠			
7,75	۲,۳۷	1,99	1,77	٩.			
					درجات الحرية		
7,77	۲,۳٦	۱,۹۸	1,77	١			
۲,٦٠	۲,۳٥	1,97	1,70	۲			
7,09	۲,۳٤	1,97	١,٦٥	٣٠.			
7,09	۲,۳٤	۱,۹۷	1,70	٤٠٠			
7,09	۲,۳۳	1,47	1,70	٥	·		

ملحق (٥): جَدُول قيم كما * المقابلة لِنسب الاحتمالات المختلفَة

			A .			
٠,٧٠	۰٫۸۰	٠,٩٠	٠,٩٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ع
٠,١٤٨	.,.787	.,. \0	٠,٠٣٦٣	٠,٠٠٠٦٢٨	٠,٠٠٠١٥٧	١
٠,٧١٣	٠,٤٤٦	٠,٢١١	٠,١٠٣	٠, ٠ ٤ ٠ ٤	٠,٠٢٠١	۲
1,878	٠,١٠٠٥	٠,٥٨٤	1,701	٠,١٥٨	.,110	٣
1,190	1,729	١,٠٦٤	٠,٧١١	٠,٤٢٩	٠,٢٩٧	٤
۲,۰۰۰	7,727	1,71.	1,180	٠,٧٥٢	٠,٥٥٤	c
٣,٨٢٨	۳,۰۷۰	7,7.8	1,750	1,172	۰,۸۷۲	٦
٤,٦٧١	7,817	۲,۸۲۳	1,174	1,978	1,789	٧
0,074	4,095	٣, ٤٩٠	7,777	۲,۰۳۲	1,727	٨
7, 495	٥,٣٨٠	٨,١٠٨	T, TY0	7,077	۲,٠٨٨	٩
٧,٢٦٧	٦,١٧٩	٤,٨٦٥	٣,92.	7,009	۲,٥٨٨	١.
۸,۱٤٨	٦,٩٨٩	٥,٥٧٨	£,cYc	1,7.9	T, . 0 T	11
9,055	٧,٨٠٧	7,4.8	0,777	1,174	1,011	17
4,917	٨,٦٤٣	٦,٠٤٢	٥,٨٩٢	٤,٧٦ <i>٥</i>	٤,١٠٧	17
1.,411	9,577	٧,٧٩٠	7,071	٥,٣٦٨	٤,٦٦٠	١٤
11,771	1.,7.7	٧,٥٤٧	٧,٢٦١	0,9,0	0,779	10
17,772	11,107	9,517	٧,٩٦٢	٦,٦١٤	٥,٨١٢	17
١٣,٥٣٠	17,	۹,۰۸٥	۸,٦٧٢	Y,700	٦,٤٠٨	۱۷
12,22.	۱۲,۸۵۷	۱۰,۸۲۰	9,89.	٧,٩٠٩	٧,٠١٥	١٨
10,707	17,719	11,701	1.,117	۸,۰٦٧	٧,٦٣٣	19
17,777	11,044	17,227	١٠,٨٥١	4,777	۸,۲٦٠	۲.

تابع ملحق (٥) جدول قيم كا^٧ المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة

٠,٧٠	۰٫۸۰	٠,٩٠	٠,٩٥	٠,٩٨	٠,٩٩	د ح
14,144	10,220	17,72.	11,091	Y,190	۸٫۸۹۷	11
14,1.1	١٦,٣١٤	11,.11	۱۲,۳۳۸	1.,7	9,027	**
11,.11	17,147	11,818	17, . 91	11,797	1.,197	42
19,988	۱۸,۰٦٢	10,709	۱۳,۸٤٨	11,997	۲۰,۸۰٦	7 8
۲۰,۸٦٧	۱۸,۹٤٠	17,27	12,711	17,797	11,078	40
۲۱,۷9 ۲	19,87.	14,797	10,779	18, 2 . 9	17,191	۲٦.
27,719	۲۰,۷۰۳	۱۸,۱۱٤	17,101	12,170	۱۳,۸۷۹	۲۷
22,750	۲1,0 AA	11,989	١٦,٩٢٨	11,81	18,070	٨٢
Y & , 0 YY	27,270	۱۹,۷٦٨	۱۷,۷۰۸	10,075	12,707	44
Y0,0.A	۲۳,۳٦٤	4.,099	14,595	17,7.7	12,790	٣.

تابع ملحق (٥) جدول فيم كا للمقابلة لنسب الاحمالات المختلفة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥٠	٠,١٠	٠,٢٠	۰٫۲۰	٠,٥٠	د ح
7,750	0,217	٣,٨٤١	۲,۷۰٦	1,787	١,٠٧٤	.,100	١
9,71.	٧,٨٢٤	0,991	٤,١٠٥	7,719	۲,٤٠٨	١,٨٢٦	۲
11,720	۹,۸۳۷	٧,٨٧٥	7,701	1,717	۳,٦٦٥	7,577	٣
17,777	11,771	٩,٤٨٨	٧,٧٧٩	٥,٩٨٩	٤,٨٧٨	4,404	٤
10,007	۱۳,۳۸۸	۱۱,۰۷۰	9,741	٧,٢٨٩	٦,٠٦٤	1,701	٥
17,777	10,.77	17,097	10,780	٨,٥٥٨	٧,٢٣١	۰,۳٤٨	۳,
١٨,٤٦٥	17,777	11,.74	17,.77	٩,٨٠٣	۸,۲۸۳	7,717	٧
1.,.9.	۱۸,۱٦۸	10,0.4	17,777	11,	048,4	٧,٣٤٤	٨
71,777	19,779	17,919	12,712	17,727	1.,704	٨,٣٤٣	٩
71,7.9	11,171	۱۸,۳۰۷	10,444	17,117	11,741	9,827	١.
71,770	77,111	19,740	14,740	11,751	17,899	1.,71	11
77,714	71,00	41,.47	11,019	10,117	18,.11	11,72.	17
27,7.4	70,271	17,777	19,817	17,910	10,119	17,72.	۱۳
79,121	77,877	27,710	۲۱,٠٦٤	14,101	17,777	17,779	1 8
T.,0YA	71,709	71,997	77,7.4	19,711	17,777	18,779	10
77,	79,777	77,797	77,027	7.,570	١٨,٤١٨	10,777	17
77, 2.0	17.,990	TY,0 AY	71,779	71,710	19,011	17,77	14
78,1.0	77,727	74,479	10,949	77,77	1.7.7	17,77	11
77,19	77,741	7.,.25	YV,Y . 8	۲۳,٩٠٠	11,719	11,77	19
۳۷,۵٦٠	10,.4	71,21.	74,811	78,. 77	77,770	19,77	۲.

تابع ملحق (٥) جَدَول قيم كا القابلة لنُسِب الاحتمالات المختلفَة

٠,٠١	٠,٢٠	٠,٥،	٠,١٠	٠,٢٠	۰,۳۰	٠,٥٠	د ح
27,077	۳0, ۰ ۲ ،	۳۱,٤١٠	۲۸,٤۱۲	۲٤,٠٣٨	27,770	19,777	71
۳۸,۹۳۲	27,727	27,771	۲۹,710	20,717	۲۳,۸۵۸	۲۰,۳۳۷	77
٤٠,٢٩٨	27,709	TT,97£	۳۰,۸۱۳	۲۷,۳۰۱	72,979	۲۱,۳۳۷	22
٤٢,٩٨٠	٤٠,٢٧٠	Y7,197	25,197	79,007	۲٧ , ٠٩٦	۲۳,۳۳۷	7 2
011,711	٤١,٥٦٦	۳٤,۳ ۸۲	۲٤,۳ ۸۲	۲۰,٦٧٥	۲۸,۱۷۲	۲٤,٣٣٧	70
10,711	٤ ٢,٨٥٦	70,075	80,078	T1,V90	20,717	20,227	77
٤٦,٩٦٣	11,11.	٤٠,١١٣	T7, V £ 1	۳۲,۹۱۰	۳۰,۳۱۹	۲٦,۳٣٦	77
11,771	10,119	٤١,٣٣٧	27,917	T£,. TV	71,791	27,777	٨٢
£7,79٣	27,007	۲۹,۰۸۷	20,129	20,129	27, 271	۲۸,۳۲٦	44
۹۰,۸۹۲	٤٧,٨٦٧	٤٣,٧٧٣	1,7707	77,70 .	۳۳,0۳۰	29,517	٣.

ملحسق (٦) الدلالة الإحصائية لإخبسار (ي) عند مستوى ٥٠,٥ للطرفينُ

۲.	14	14	14	11	10	11	17	17	11	١.	4	٨	Y	٦	٠	í	٣	7	
٤٨	10	17	74	44	71	71	44	77	77	٧.	14	١.	17	١.	٧	1	1	مغو	14
	•*	4.4	10	£Y	44	71	**	44	42	77	۲.	۱۷	11	11	٨	٥	۳	صغر	١.
44		••	•1	ŧ٧	ŧŧ	٤٠	44	**	٧.	11	77	19	11	17	٩	`	۳	منر	11
11	30	31	ÞΥ	•	14	10	11	**	**	11	11	**	14	14	11	٧	1	١	17
٧٦	44	17	78	•4	• i	٠,	10	41	44	**	14	11	١.	11	17	٨	1	,	15
٨٣	٧A	٧ŧ	14	11	•1			10	1.	41	71	11	**	14	18	4	•	,	11.
4.	٨٠	٨٠	4.	٧.	11	•4	*1	19		74	71	14	11	11	11	١.	•	,	14
4.6	44	AY	٨١	40	٧.	11	•1		٤٧	£ ¥	TY	T١	13	71	10	11	1	١	17
1.0	44	44	AY	۸٠	٧.	94	15	•٧	•1	60	44	Y'£	TA	**	14	11	1	۲	14
117	1.5	11	97	٨٠	۸٠	٧ŧ	14	11	00	£A	17	13	7.	71	14	١.	٧	7	1.4
110	111	1.7	44	47	٨٥	٧A	44	30	٥A	99	10	۳A	**	70	11	11	Y	•	14
114	119	117	1.0	44	۹.	AT	77	11	37	**	1A	11	TE	14	٧.	17	A	7	۲.

ملحمسى (٦) جدول للدلالة الإعصائية لقيم حافي إختبار ولكوكسون عند مستوى ٥٠,٠٥ دلالة طوفين

->	ن	حـ	ن	->	ن
77	۲.	۱۷	17	1	7
٥٩	11	11	١٤	4	٧
٦٦	77	10	10	٤	٨
٧٣	22	٣.	17	٦	9
٨١	7 £	40	۱۷	٨	1.
9.	70	٤٠	١٨	11	11
		٤٦	19	11	17

المسراجع

المراجع

۱- إبراهيم المحسن (۲۰۰٤). تحليل البيانات باستخدام SPSS ومتاح على الرابط.

Faculty. Ksu.edu. sa/aljasser/Document. doc

- إبراهيم وجيه محمود ومحمود عبد الحليم منسى (١٩٨٣). بحوث نفسية، وتربوية الإسكندرية: دار المعارف.
- ۳ـ السيد محمد خيرى (۱۹۷۰). الإحصاء النفسى التربوى. الرياض:
 مطبوعات جامعة الرياض رقم (۱۳).
- 3. حمزة محمد دودين (۲۰۱۰). التحليل الإحصائى المتقدم للبيانات باستخدام SPSS، دار المسيرة، عمان، الأردن.
- معد زغلول بشير (٢٠٠٣). دليلك إلى ... البرنامج الإحصائي SPSS الإصدار العاشر، المعهد العربي للتدريب والبحوث الإحصائية، الجهاز المركزي للإحصاء، جمهورية العراق.
- ٦- صالح بن محمد الصغير (٢٠١٠) التحليل الإحصائي باستخدام برنامج SPSS في البحث الاجتماعي متاح على الرابط الالكترونسي www.qwled.com/vblt102984.html.
- ٧- فؤاد البهى السيد (١٩٧٩). علم النفس الإحصائي وقياس العقل البشري القاهرة: دار الفكر العربي.
- ٨- محمد عبد السلام (١٩٦٠). القياس النفسى التربوى. القاهرة: مكتبة النهضة المصرية.
- ٩- محمود السيد أبو النيل (١٩٨٠). الإحصاء النفسى والاجتماعى.
 وبحوث ميدانية تطبيقية. القاهرة: مكتبة الخانجى.
- ١٠ محمود عبد الحليم منسى (١٩٨٠). مقدمة في الإحصاء النفسى والتربوي. الإسكندرية: دار المعارف.

- 11- Chase, C. I. (1978). Measurement for Educational Evaluation. New York: Addison – Wesley Publishing Company.
- 12- Gareet H. (1966). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- 13- Hays W. L. ((1974). Statistics in Psychology and Education England: Longman.
- 14- Kaplan, R. M. and Saccuzz, D. P. ((1982).Psychological Testing: principles, Application, Issues. California: Books/ Cole publishing Company
- Kerlinger, f. N. (1965). Foundation of Behavioural Research New York; Reinhart and Winston.
- 16- Kerlinger, F. N. & pendhazur E. J. (1973). Multiple Regression in Behavioural Research. New York: holt, Rinehart & Winston.
- 17- Kurtz, A. K. and Mayo, S. T. (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. New York; Springer -- Verlag.
- 18- Lewis, D. G. (1971). The Analysis of variance. England: Manchester University Press.
- 19- Mann, H. B. and Whitney, D. R. (1947). On a Test of Whether one or Two random variables in statistically larger than the other. Annual of Mathematical Statistics. Vol 8 PP 52 – 54.
- 20- Siegel S. (1956). Nonparametric Statistics New York: McGram Hill PP 30 30.

الفهرس

الفهرس

صفحة	الموضوع
٣	مقدمة
0	القصل الأول
	أهبية الإحصاء الوصفي في البحوث النفسية والتربوية
٧	أهمية دراسة الإحصاء
٩	المعينات البحث النفسى والتربوي
	الفصل الثاني
1 V	التعريف ببرناج SPSS
44	الفصل الثالث
	التوزيعات التكرارية
40	التوزيع المتجمع لفنات الدرجات
07	تمارين على الفصل الثالث
09	الفصل الرابع
	مقاييس النزعة المركزية
71	المتوسط الحسابي
Y1	المتوسط الوزني
Y Y	خواص المتوسط الحسابي
77	الوسيط
٧٧	خواص الوسيط
٨٥	المنوال
۸٥	خواص المنوال
90	تمارين على الفصل الرابع

صفحة	الموضوع	
• • •	الفصل الخامس	
9 ٧	مقاييس التباين (التشتت)	
١٠١	المدى	
١.٣	الانحراف عن المتوسط	
1 . £	الإنحراف الربيعي (الأرباعي)	
١.٧	الإنحراف المعيارى	
111	خواص الإنحراف المعياري	
110	التباين	
117	معامل الاختلاف	
117	المنينيات	
۱۲۳	استخدام مقاييس التباين في الدر اسبات النفسية والتربوية والإجتماعية	
۱۲۳	اولاً: استخدامات المدى المطلق	
۱۲۳	ثانياً: استخدامات الانحراف الربيعي	
1 7 7	ثالثاً: استخدامات الانحراف عن المتوسط	
171	رابعا: استخدامات الانحراف المعيارى	
111	تمارين على الفصل الخامس	
1 7 9	القصل السادس	
	المعايير الأحصائية السيكولوجية للتوزيعات التكرارية	
177	التوزيع الاعتدالي وخصائصه	
177	المنحى الاعتدالي المعياري	
1 44	خصائص المنحنى الإعتدالي	
170	الالتواء	
1 £ 7"	المعايير النفسية للتوزيعات التكرارية	
1 £ 1"	أولاً: معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية	

صفحة	الموضوع
101	ثانيا: معايير تعتمد على التوزيع التكرارى الاعتدالي
108	تمارين على الفصل السادس
100	الفصل السابع الارتباط
101	أولاً: الارتباط الخطى
1 7 7	ثانياً: الارتباط الجزنى
١٨٨	ثالثًا: الارتباط المتعدد
197	رابعا: الارتباط الثنائي
197	خامساً: تطبيقات تربوية على معامل الارتباط
194	الفصل الثامن _. تحليل الإنحدار
199	الإنحدار المتعدد الخطوات
۲۲.	تمارين على الفصل الثامن
Y Y 1	القصل التاسع
1 1 1	تحليل التباين
* * *	تحليل التباين
* * 7	الشروط الأساسية لاستخدام تحليل التباين
177	أولاً: تحليل التباين لمجموعتين
140	ثانياً: تحليل التباين لثلاث مجموعات أو أكثر
1 £ 9	تحليل التباين الثنائي
101	تحليل التباين للقياسات المتكررة
177	تمارين على القصل التاسع
17	الفصل العاشر اختبارات الدلالة الإحصائية
٦٧	النسبة الحرجة

صفحة	الموضوع
Y A £	اختبار للفروق بين المتوسطات
Y A £	اختبار فروض البحث العلمى
444	تمارين على الفصل العاشر
7 / 9	الفصل العادى عشر اختبار كا۲ لدلالة الفرق بين التكرارات
197	اختبار ٢٢ لدلالة الفرق بين التكرارات
۳.0	تمارين على الفصل الحادي عشر
4.9	الملاحق
444	المراجع
221	الفهرس

T-17/00Y7	رقم الإيداع
I.S.B.N	الترقيم الدولى
978-977-	729-000-5